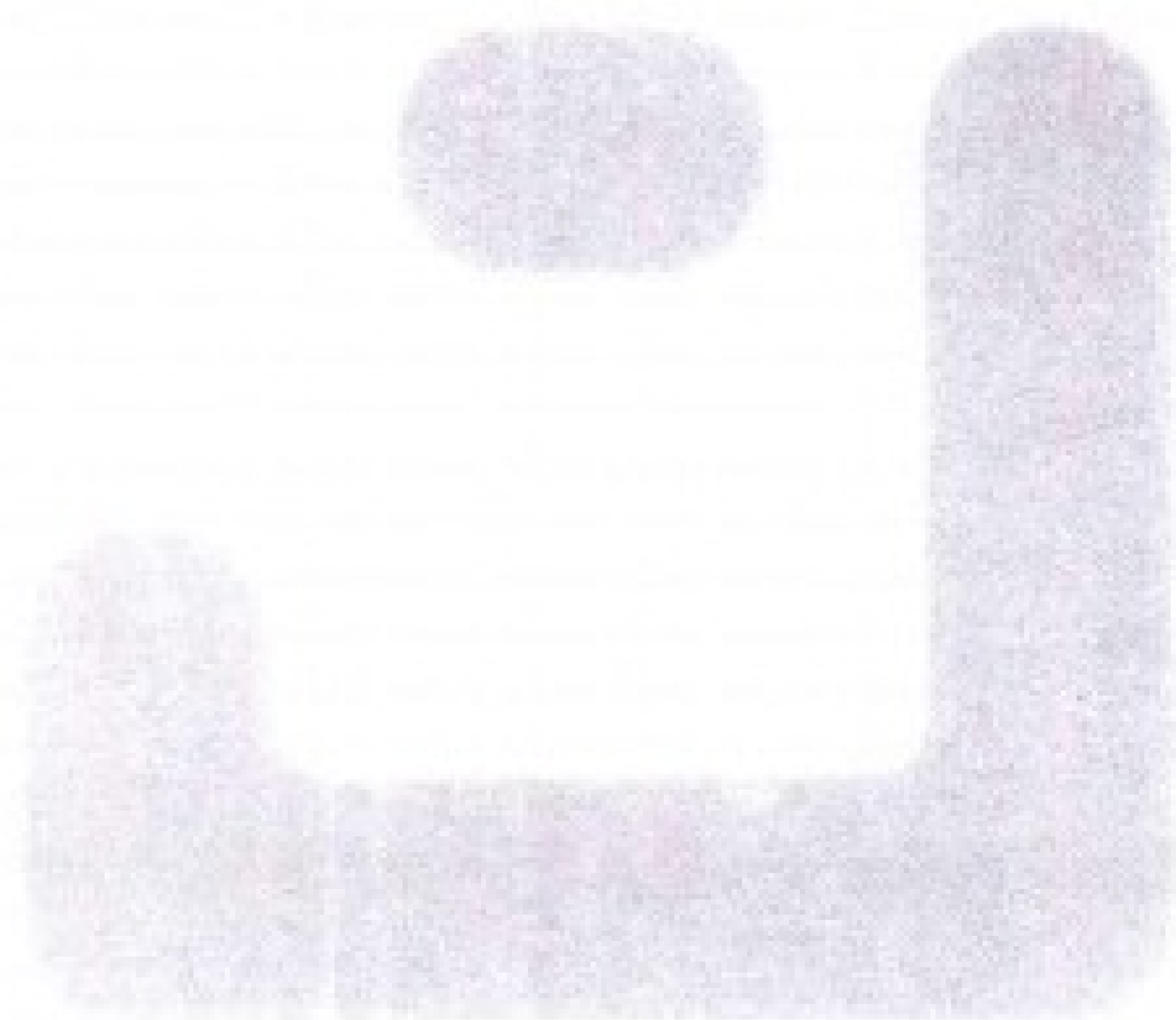
万卷方法



JIEGOU FANGCHENG
MOXING
SIMPLIS DE
YINGYONG

结构方程模型
——SIMPLIS的应用

吴明隆 著

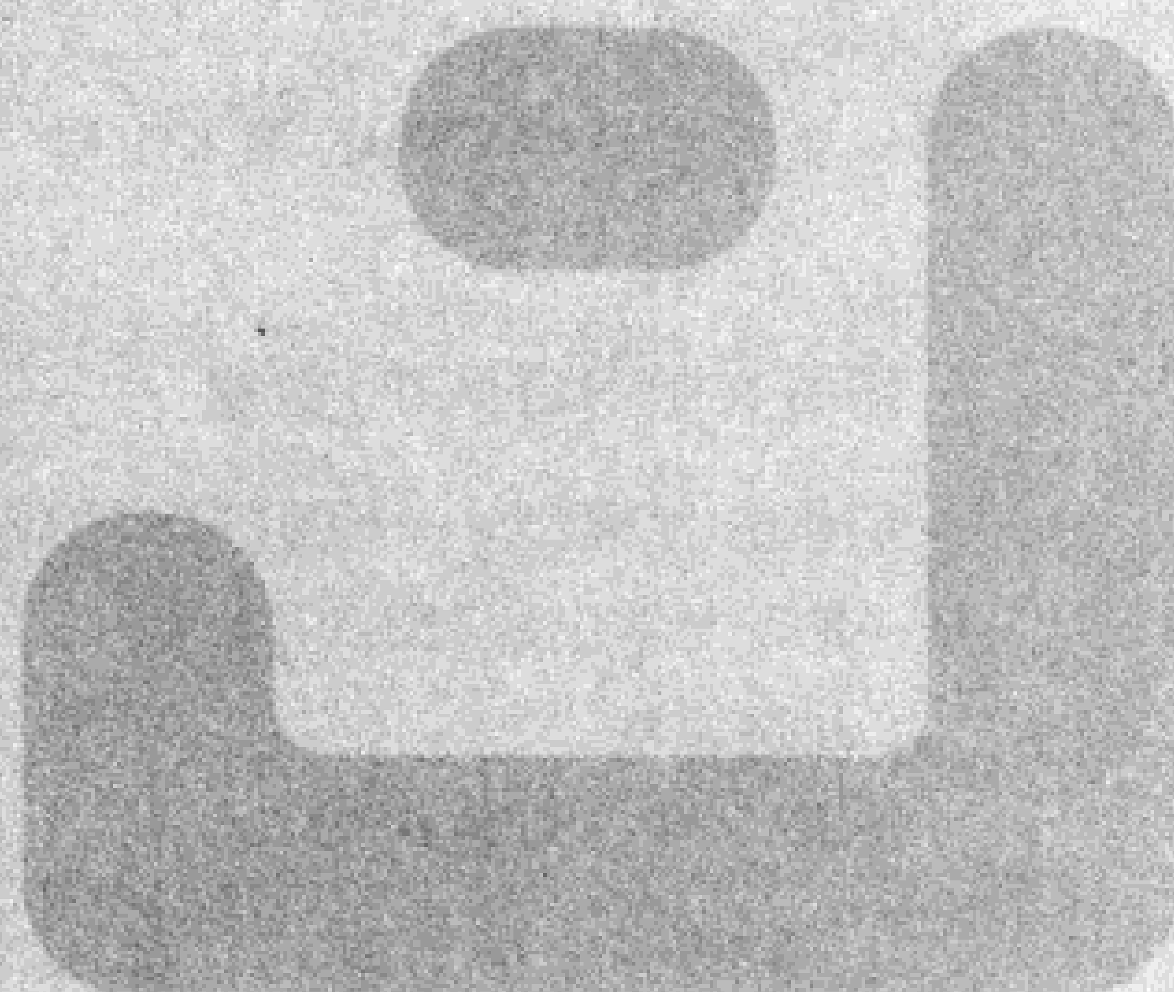




重庆大学出版社
http://www.cqup.com.cn

万卷方法

JIEGOU FANGCHENG
MOXING
SIMPLIS DE
YINGYONG



结构方程模型
——SIMPLIS的应用

吴明隆 著

重庆大学出版社

结构方程模型——SIMPLIS。原书由台湾五南图书出版股份有限公司出版。原书版权属台湾五南图书出版股份有限公司。

本书简体中文版由台湾五南图书出版股份有限公司授予重庆大学出版社，未经出版者书面许可，不得以任何形式复制。

版贸渝核字(2010)第181号

图书在版编目(CIP)数据

结构方程模型——SIMPLIS的应用/吴明隆著.—重庆:重庆大学出版社，2012.7
(万卷方法)
ISBN 978-7-5624-6603-1

Ⅰ.①结… Ⅱ.①吴… Ⅲ.①社会科学—统计模型—线性模型—研究 Ⅳ.①C32

中国版本图书馆CIP数据核字(2012)第034439号

结构方程模型——SIMPLIS的应用

吴明隆 著

策划编辑:雷少波 林佳木

责任编辑:林佳木 版式设计:林佳木

责任校对:刘 真 责任印制:赵 晟

*

重庆大学出版社出版发行

出版人:邓晓益

社址:重庆市沙坪坝区大学城西路21号

邮编:401331

电话:(023)88617183 88617185(中小学)

传真:(023)88617186 88617166

网址:http://www.cqup.com.cn

邮箱:fxk@cqup.com.cn (营销中心)

全国新华书店经销

重庆升光电力印务有限公司印刷

*

开本:787×1092 1/16 印张:26.5 字数:628千

2012年7月第1版 2012年7月第1次印刷

印数:1—4 000

ISBN 978-7-5624-6603-1 定价:53.00元

序　言

早期提到结构方程模型的分析,若要使用到 LISREL 统计软件,多数研究生宁愿以其他多变量统计分析方法,来取代结构方程模型的分析。究其原因,是因为早期 DOS 版本的 LISREL 语法指令太过艰深、繁复,不好学也不好应用,使得很多研究生望而却步。但视窗版 LISREL8.0 之后的版本,增列了 SIMPLELISREL 功能:简称 SIMPLIS,大大改善了使用者对 LISREL 的观感,因为 SIMPLIS(简易 LISREL)是以"使用者界面"为出发点,其语法程式为一般通俗语法,以日常英文生活的语句来撰写程式,不用背复杂的语法指令,尤其是不懂数学矩阵符号的使用者也可以使用,这就是为什么 SIMPLIS 受到多数使用者喜爱的原因。

本书的系统结构,完全呼应了上述的论点,全书的内容以"SIMPLIS 的应用"为主,对结构方程模型的认识与概念厘清、模型适配度的内涵与评估、SIMPLIS 的语法介绍与操作说明、实例应用与报表解析等,均有完整介绍。在实例应用方面,包括初阶验证因素分析、高阶验证因素分析、观察变量的路径分析、潜在变量的路径分析、完整结构方程模型、可逆结构模型与等化限制模型、多群体样本分析等,这些均是研究者在使用结构方程模型分析时,最常使用到的假设模型。

由于本书是以实务及使用者界面为导向,对于初次接触结构方程模型的研究生或使用者,相信在实质上会有不少助益,综括本书内容有三大特色:一为系统而有条理,前后相互连贯;二为实务应用取向,详细的范例语法介绍与报表解析;三为配合各种输出模型图,使读者对输出结果有更深入认识。本书不仅可作为结构方程模型的参考用书,更可作为论文写作量化研究从事 SEM 分析的工具书。

以 SIMPLIS 语法进行各种 SEM 模型检验,除了可以使用观察变量的相关矩阵或协方差矩阵外,最好直接使用单变量或多变量统计分析时之原始数据文件(常见为 SPSS 文件或 EXCEL 文件),LISREL 中可将 SPSS 统计分析之原始文件直接汇入转为 PRELIS 文件,以 PRELIS 文件进行 SEM 模型检验更具有弹性,也较为方便。此外,若研究者能配合使用 SIMPLIS 专案(Project),则建立的 SIMPLIS 语法更为简易,研究者只需设定测量模型及结构模型,或设定参数限制条件即可。如何读取 SPSS 原始文

件、如何完整设定 SIMPLIS Project 语法、如何使用画图法，及如何解读报表与进行合理的模型的修正，是本书这一版增订的重要内容。

本书得以顺利出版，首先要感谢五南图书公司的鼎力支持与协助，尤其是张毓芬副总编辑与吴静芳编辑的联系与行政支援，其次是感谢恩师高雄师范大学教育学系傅粹馨教授、长荣大学师资培育中心谢季宏副教授在统计方法的启迪与教诲。由于笔者所学有限，拙作著述虽经校对再三，谬误或疏漏之处在所难免，尚祈各方先进及学者专家不吝指正。

吴明隆

谨志于台湾高雄师范大学师培中心

目　录

第一章　结构方程模型的基本概念

结构方程模型一词与 LISREL 统计应用软件密不可分,LISREL 是线性结构关系(LInear Structural RELationships)的缩写,就技术层面而言,LISREL 是由统计学者 Karl G. Joreskog 与 Dag Sorbom 二人结合矩阵模型的分析技巧,用以处理协方差结构分析的一套电脑程序。由于这个程序与协方差结构模型(covariance structure models)十分近似,所以之后学者便将协方差结构模型称之为 LISREL 模型。结构模型使用领域非常广泛,包括经济、行销、心理及社会学,它们被应用于探讨问卷调查或实验性的数据,包括横向式及纵贯式的研究。协方差结构分析是一种多变量统计技巧,在许多多变量统计的书籍中,均纳入结构方程模型的理论与实务。此种协方差结构分析结合了(验证性)因素分析与计量经济模型的技巧,用于分析潜在变量(latent variables)(无法观察的变量或理论变量)间的假设关系,上述潜在变量可被显性指标(manifest indicators)(观察指标或实证指标)所测量。一个完整的协方差结构模型包含两个次模型:测量模型(measurement model)与结构模型(structural model),测量模型描述的是潜在变量如何被相对应的显性指标所测量或概念化(operationalized);而结构模型指的是潜在变量之间的关系,及模型中其他变量无法解释的变异量部分。协方差结构分析本质上是一种验证式的模型分析,它试图利用研究者所搜集的实证数据来确认假设的潜在变量间的关系,与潜在变量与显性指标的一致性程度,此种验证或检验就是在比较研究者所提的假设模型隐含的协方差矩阵与实际搜集数据导出的协方差矩阵之间的差异。此种分析是利用协方差矩阵来进行模型的统合分析,而非使用输入个别的观察值进行独立式的分析,协方差结构模型是一种渐进式的方法学,与其他推论统计有很大的差别(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。由于 LISREL 能够同时处理显性指标(观察变量)与潜在变量的问题,进行个别参数的估计、显著性检验与整体假设模型契合度的检验,加上其视窗版人性化操作界面,使得其应用普及率愈来愈高,LISREL 一词逐渐与结构方程模型划上等号。

结构方程模型(structural equation modeling;简称 SEM),有学者也把它称为潜在变量模型(latent variable models,简称 LVM)(Moustaki *et al.*, 2004)。结构方程模型早期称为线性结构关系模型(linear structural relationship model)、协方差结构分析(covariance structure analysis)、潜在变量分析(latent variable analysis)、验证性因素分析(confirmatory factor analysis)、简单的 LISREL 分析(Hair *et al.*, 1998)。通常结构方程模型被归类于高等统计学范畴中,属于多变量统计(multivariate statistics)的一种,它整合了因素分析(factor analysis)与路径分析(path analysis)两种统计方法,同时检验模型中包含了显性变量、潜在变量、干扰或误差变量(disturbance variables/error variables)间的关系,进而获得自变量对因变量影响的直接效果(direct effects)、间接效果(indirect effects)或总效果(total effects)。

1.1 结构方程模型的特性

SEM 或 LVM 是一个结构方程式的体系,其方程式中包含随机变量(random variables)、结构参数(structural parameters),有时亦包含非随机变量(nonrandom variables)。随机变量包含三种类型:观察变量(observed variables)、潜在变量(latent variables)、干扰/误差变量(disturbance/error variables),因而学者 Bollen 与 Long(1993)明确指出:"SEM 是经济计量、社会计量与心理计量被发展过程的合成物",两人认为:SEM 大受欢迎的关键来自于它们本身的普及性,就像在经济计量中,SEM 可允许同时考量到许多内衍变量(endogenous variables)的方程,不像大多数的经济计量方法,SEM 也允许外衍变量(exogenous variables)与内衍变量之测量误差或残差项的存在。就如在心理计量以及相关性的社会计量中被发展出来的因素分析(factor analysis),SEM 允许多数潜在变量指标存在,并且可评估其信度与效度。除此之外,SEM 比传统的因素分析结构有更多普遍性的测量模型,并且能够使研究者专一地规划出潜在变量之间的关系(此关系在 SEM 分析中,称为结构模型)(周子敬,2006)。

传统上,使用探索性因素分析可以求得测量量表所包含的共同特质或抽象构念,但此种建立建构效度的因素分析有以下的限制:①测量的个别项目只能被分布至一个共同因素,并只有一个因素负荷量,如果一个测量题项与两个或两个以上的因素构念有关,因素分析就无法处理;②共同因素与共同因素之间的关系必须是全有(多因素斜交)或全无(多因素直交),即共同因素间不是完全没有关系就是完全相关;③因素分析假定测量题项与测量题项之间的误差是没有相关的,但事实上,在行为及社会科学领域中,许多测量的题项与题项之间的误差来源是相似的,也就是测量题项间的误差间具有共变关系。相对以上因素分析的这些问题,采用结构方程模型就具有以下优点(黄芳铭,2004):

1. 可检验个别测量题项的测量误差,并且将测量误差从题项的变异量中抽离出来,使得因素负荷量具有较高的精确度。
2. 研究者可根据相关理论文献或经验法则,预先决定个别测量题项是属于哪个共同因素,或置于哪几个共同因素中,亦即,在测量量表中的每个题项可以同时分属于不同的共同因素,并可设定一个固定的因素负荷量,或将数个题项的因素负荷量设定为相等。
3. 可根据相关理论文献或经验法则,设定某些共同因素之间具有相关,还是不具有相关,甚至于将这些共同因素间的相关设定为相等的关系。
4. 可对整体共同因素的模型进行统计上的评估,以了解理论所建构的共同因素模型与研究者实际取样搜集的数据间是否契合,即可以进行整个假设模型适配度的检验。故结构方程模型可说是一种"理论模型检验"(theory testing)的统计方法。

结构方程模型有时也以"共变结构分析"(covariance structure analysis)或"共变结构模型"(covariance structure modeling)等名词出现,不论是使用何种名词,结构方程模型具有以下几个特性(邱皓政,2005)。

SEM 具有理论先验性

SEM 分析的一个特性,是其假设因果关系必须建立在一定的理论上,因而 SEM 是一

种用以检证某一理论模型或假设模型适切与否的统计技术,所以 SEM 被视为一种“验证性”(confirmatory)而非“探索性”(exploratory)的统计方法。

SEM 可同时处理测量与分析问题

相对于传统的统计方法,SEM 是种可以将测量(measurement)与分析(analysis)整合为一的计量研究技术,它可以同时估计模型中的测量指标、潜在变量,不仅可以估计测量过程中指标变量的测量误差,也可以评估测量的信度与效度。SEM 模型的分析又称潜在变量模型,在社会科学领域中主要在分析观察变量(observed variables)间彼此的复杂关系。潜在变量是无法直接测量的构念,如智力、动机、信念、满足与压力等,这些无法观察到的构念可以借由一组观察变量(或称指标)来加以测量,方法学中的测量指标包括间断、连续及类别指标,因素分析模型就是一种具有连续量尺指标的潜在变量模型的特殊案例(Moustaki *et al.*, 2004)。

SEM 关注于协方差的运用

SEM 分析的核心概念是变量的协方差(covariance)。在 SEM 分析中,协方差有两种功能:一是利用变量间的协方差矩阵,观察出多个连续变量间的关联情形,此为 SEM 的描述性功能;二是可以反映出理论模型所导出的协方差与实际搜集数据的协方差间的差异,此为验证性功能。

所谓协方差(covariance)就是两个变量间的线性关系,如果变量间有正向的线性关联,则其协方差为正数;相反的,若是变量间的线性关联为反向关系,则其协方差为负数。如果两个变量间不具线性关系(linear relationship),则二者间的协方差为 0,协方差的数值介于 $-\infty$ 至 $+\infty$ 之间。协方差的定义如下:

$$\text{总体数据:} \mathrm{COV}(X,Y) = \sum(X_i - \mu_X)(Y_i - \mu_Y) \div N$$

$$\text{样本数据:} \mathrm{COV}(X,Y) = \sum(X_i - \overline{X})(Y_i - \overline{Y}) \div (N-1)$$

在 SEM 模型分析中,样本的方差协方差矩阵(variance-covariance matrix)简称为协方差矩阵(covariance matrix)。协方差矩阵中对角线为方差,此数值即变量与它自己间的协方差,对角线外的数值为协方差矩阵,如观察数据获得的 S 矩阵中,有两个变量 X 与 Y,则其样本协方差矩阵如下:

$$S = \begin{pmatrix} \mathrm{COV}(X,X) & \mathrm{COV}(Y,X) \\ \mathrm{COV}(X,Y) & \mathrm{COV}(Y,Y) \end{pmatrix}$$

由于 $\mathrm{COV}(X, X) = \mathrm{VAR}(X)$;$\mathrm{COV}(Y, Y) = \mathrm{VAR}(Y)$;$\mathrm{COV}(X, Y) = \mathrm{COV}(Y, X)$,所以上述样本协方差矩阵也可以表示如下:

$$S = \begin{pmatrix} \mathrm{VAR}(X) & \\ \mathrm{COV}(X,Y) & \mathrm{VAR}(Y) \end{pmatrix}$$

而两个变量的协方差是两个变量之交叉乘积除以样本数减一,其定义公式改为变量间交叉乘积(CP),其公式如下:

$$\mathrm{COV}(X,Y) = \sum(X - \overline{X})(Y - \overline{Y})/(N-1) = CP_{xy}/(N-1)$$

在 LISREL 模型估计中,会用到总体或样本的协方差矩阵,所以变量间的协方差矩阵,在 SEM 模型的分析中是非常重要的数据。协方差与积差相关系数有以下关系存在:两个变量的协方差等于两个变量间的相关系数乘以两个变量的标准差,因而从变量的标准差与相关系数,可以求出两个变量间的协方差。在 SEM 模型的分析中,研究者可以直接键入观察变量间的协方差矩阵,也可以输入观察变量间的相关系数矩阵,并陈列变量

的标准差,此外,也可以以原始数据作为分析的文件,若是键入原始文件或相关系数矩阵,LISREL 会求出变量间的协方差矩阵,再加以估计。

$$r_{xy} = \sum(X-\overline{X})(Y-\overline{Y})/(N-1)S_xS_y$$
$$= CP_{xy}/(N-1)S_xS_y = [CP_{xy} \div (N-1)]/S_xS_y$$
$$= COV(X,Y)/S_xS_y COV(X,Y) \quad = r_{xy}S_xS_y$$

正由于两个变量间的协方差与相关系数呈现正向关系,因而 SEM 模型分析中,若是设定两个测量指标变量误差间有共变关系,即是将这两个测量误差值设定为有相关。如果两个变量均已标准化(如 z 分数,平均数为 0、标准差等于 1),此时 X 变量与 Y 变量的协方差就等于二者的积差相关系数,其为两个变量的标准差均为 1:

COV(标准化 X,标准化 Y) = $COV(X,Y)/S_xS_y = r_{xy}$,r_{xy}类似两个变量间的相关系数,其值介于 −1 至 +1 之间。

SEM 适用于大样本的统计分析

与其他统计技术一样,SEM 适用于大样本的分析,取样样本数越多,则 SEM 统计分析的稳定性与各种指标的适用性也越佳。一般而言,大于 200 以上的样本,才可以称得上是一个中型的样本,若要追求稳定的 SEM 分析结果,受试样本数最好在 200 以上。

在 SEM 分析中,到底要取多少个样本最为适当? 对于此一论点,有些学者采用相关统计的"首要规则"(rules of thumb),亦即,每一个观察变量至少要 10 个样本,或 20 个样本,对 SEM 分析而言,样本数愈大愈好,这与一般推论统计的原理相同,但是 SEM 适配度检验中的绝对适配度指数 χ^2 值受到样本数的影响很大,当研究者使用愈多的受试样本时,χ^2 容易达到显著水平($p<0.05$),表示模型被拒绝的机会也扩增,假设模型与实际数据愈不契合的机会愈大。因而,要在样本数与整体模型适配度上取得平衡是相当不容易的,学者 Schumacker 与 Lomax(1996)的观点或许可作为研究者参考,其二人研究发现,大部分的 SEM 研究样本数介于 200 至 500 之间。在行为及社会科学研究领域中,当然某些研究取样的样本数会少于 200 或多于 500,此时采用学者 Bentler 与 Chou(1987)的建议也是研究者可采纳的,其二人认为研究的变量符合正态或椭圆的分布情形,每个观察变量 5 个样本就足够了,如果是其他的分布,则每个变量最好有 10 个样本以上(黄芳铭,2004)。在完整的结构方程模型分析中,若是有 15 个观察变量或测量指标,则研究样本数应有 75 位,较佳的研究样本数应有 150 位以上。Kling(1998)研究发现,在 SEM 模型分析中,若是样本数低于 100,则参数估计结果是不可靠的。Rigdon(2005)认为 SEM 模型分析,样本数至少应在 150 位以上,若是样本数在 150 位以下,模型估计是不稳定,除非变量间方差协方差矩阵系数非常理想,其认为观察变量数若是超过 10 个以上,而样本大小低于 200 时,代表模型参数估计是不稳定的,且模型的统计检验力会很低。

学者 Baldwin(1989)研究指出在下列四种情境下,从事 SEM 模型分析,需要大样本:模型中使用较多的测量或观察变量时;模型复杂,有更多的参数需要被估计时;估计方法需符合更多参数估计理论时(如采用非对称自由分布法——ADF 法)时;研究者想要进一步执行模型叙列搜索时,此时的样本数最好在 200 以上。Lomax(1989, p.189)与 Loehlin(1992)认为在 SEM 模型分析中,样本数如未达 200 以上,最少也应有 100 位。Mueller(1997)认为单纯的 SEM 分析,其样本大小标准至少在 100 以上,200 以上更佳,如果从模型观察变量数来分析样本人数,则样本数与观察变量数的比例至少为 10:1 至 15:1 间(Thompson, 2000)。

SEM 包含了许多不同的统计技术

在 SEM 分析中,虽然是以变量的共变关系为主要核心内容,但由于 SEM 模型往往牵涉到大量变量的分析,因此常借用一般线性模型分析技术来整合模型中的变量,许多学者常将 SEM 也纳入多变量分析之中。SEM 是一种呈现客观状态的数学模型,主要用来检验有关观察变量与潜在变量之间的假设关系,它融合了因素分析(factor analysis)与路径分析(path analysis)两种统计技术。Bollen 与 Long(1993)指出:SEM 可允许同时考虑许多内衍变量、外衍变量与内衍变量的测量误差,及潜在变量的指标变量,可评估变量的信度、效度与误差值,整体模型的干扰因素等(周子敬,2006)。

SEM 重视多重统计指标的运用

SEM 所处理的是整体模型契合度的程度,关注的整体模型的比较,因而模型参考的指标是多元的,研究者必须参考多种不同指标,才能对模型的适配度作一整体的判别,个别估计参数显著性与否并不是 SEM 分析的重点。在整体模型适配度的检验上,就是要检验总体体的协方差矩阵(Σ矩阵),与假设模型代表的函数,即假设模型隐含的变量间的协方差矩阵($\Sigma(\theta)$矩阵),二者间的差异程度,其虚无假设为:Σ矩阵 = $\Sigma(\theta)$矩阵。然而在实际情境中,我们无法得知总体的方差与协方差,或根据总体导出的参数(θ),因而只能依据样本数据导出的参数估计值($\hat{\theta}$)代替总体导出的参数(θ),根据样本适配假设模型导出的方差与协方差矩阵为$\hat{\Sigma} = \Sigma(\hat{\theta})$,$\hat{\Sigma}$矩阵为假设模型隐含的协方差矩阵,而实际样本数据导出的协方差矩阵为 S 矩阵(代替总体的Σ矩阵)。LISREL 模型适配度的检验即在检验样本数据的 S 矩阵与假设模型隐含的协方差矩阵$\hat{\Sigma}$矩阵之间的差异,完美的适配状态是 S 矩阵 $-$ $\hat{\Sigma}$矩阵的差异值为 0,二者差异的数值愈小,模型适配情形愈佳,两个矩阵元素的差异值即为残差矩阵(residual matrix),残差矩阵元素均为 0,表示假设模型与观察数据间达到完美的契合,此种情境,在行为及社会科学领域中达成的概率值很低(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

近年来 SEM 所以受到许多研究者的青睐,主要有三个原因(Kelloway, 1996; Kelloway, 1998;周子敬,2006):

1. 行为及社会科学领域感兴趣的是测量及测量方法,并以测量所得数据来代替构面(construct)。SEM 模型之中的一种型态是直接反映研究者所选择构面的测量指标的有效性如何。SEM 采用的验证性因素分析(confirmatory factor analysis;CFA 法),比起较为传统的探索性因素分析(exploratory factor analysis;EFA 法)来显得更有意义、周详。EFA 法多数由直觉及非正式法则所引导,SEM 模型中的因素分析则奠基于传统的假设检验上,其中也考量因素分析模型的整体品质,以及构成模型的特别参数(如因素负荷量)。SEM 方法中最常用到的是一种方式是执行验证性因素分析来评估因素构念与其指标变量间的密切关系程度。
2. 除了测量问题之外,行为及社会科学领域学者主要关注的是"预测"的问题。随着时代进步,行为及社会科学领域中所发生的事物越来越复杂,相对地预测模型也越演变越复杂。传统的复回归统计无法完全解释这复杂的实体世界,而 SEM 允许精确确认及检测复杂的路径模型,可以同时进行多个变量的关系探讨、预测及进行变量间因果模型的路径分析。
3. SEM 可同时考量测量及预测独特的分析,特别是"潜在变量模型"(latent variable

models)，这种 SEM 分析型态提供一种弹性及有效度的方法，可以同时评估测量品质及检测构念(潜在变量)间的预测关系，亦即 SEM 可同时处理传统 CFA 及路径分析的问题。这种 SEM 的分析型态允许研究者在他们所探讨的主题中，比较可信地用理论架构反映真实世界，因而 SEM 可以说是一种“统计的改革”(statistical revolution)(Cliff,1983)。

结构方程模型中有两个基本的模型：测量模型(measured model)与结构模型(structural model)。测量模型由潜在变量(latent variable)与观察变量(observed variable；又称测量变量)组成，就数学定义而言，测量模型是一组观察变量的线性函数，观察变量有时又称为潜在变量的外显变量(manifest variables 或称显性变量)或测量指标(measured indicators)或指标变量。所谓观察变量是量表或问卷等测量工具所得的数据。潜在变量是观察变量间所形成的特质或抽象概念，此特质或抽象概念无法直接测量，而要由观察变量测得的数据反映而得，在 SEM 模型中，观察变量通常以长方形符号表示，而潜在变量(latent variables)又称“无法观察变量”(unobserved variables)，通常以椭圆形符号表示。

在行为社会科学领域中，有许多假设构念(hypothetical construct)是无法直接被测量或观察到的，这些假设构念如焦虑、态度、动机、工作压力、满意度、投入感、角色冲突等，此种假设构念只是一种特质或抽象的概念，无法直接得知。要得知当事者在这些构念上的实际情况，只能间接以量表或观察等实际的指标变量来反映。这就好像一个人的个性与行为一样，一个人的个性如何，我们无法得知，因为它是一个抽象的构念，但我们可以借由此人的外表行为表现，作为其个性判断的指标，外表行为的特征很多，综合这些外表行为的特征，可以了解一个人的个性如何。上述个性就是一个假设构念，也就是“潜在变量”，而外表具体行为表现就是个性潜在变量的指标变量(也称显著变量、观察变量)。外表行为表现的指标愈多，则对一个人的个性判断的正确性会愈高，可信度会愈佳。

潜在变量模型隐含的主要概念是潜在变量可以解释指标变量因变量间多少的变异量。潜在变量的个数需要少于指标变量的数目，在应用上，需要增列共变的变量或解释变量，以将潜在变量与其指标变量联结在一起。一个关注的焦点是从模型中确认潜在变量，并探讨解释变量的测量效果，指标变量被潜在变量解释的变异程度，可以反映出指标变量的有效性。一个潜在变量模型包含两个部分，一为潜在变量与一组观察指标之共变效果，这种直接效果称为“测量模型”(measurement model)；二为潜在变量间或一组观察变量与潜在变量间的联结关系，称为“结构模型”，结构模型中变量间的影响效果可以为直接或间接，在结构模型中，研究者可能会关注一组潜在变量之共变效果或不同指标的共变效果(Moustaki, *et al.*, 2004)。

1.2 测量模型

在 SEM 分析的模型中，一个潜在变量必须以两个以上的观察变量来估计，称为多元指标原则，不同观察变量间的协方差，反映了潜在变量的共同影响。观察变量由于受到特定潜在变量的影响，使得观察变量分数呈现高低的变化，通常每个观察变量多少会有不同程度的测量误差或残差(观察变量的变异量中，无法被共同潜在变量解释的部分)，或是反映某种抽象的概念意涵。一个 SEM 分析模型中，观察变量一定存在，但潜在变量不可能单独存在，因为在研究过程中，潜在变量并不是真实存在的变量，而是由观察变量所测量估计出来的(邱皓政,2005)。

在一份学校效能量表中，各题项所测量的数据为观察变量，各题项所抽取的共同因素或概念，可称为潜在变量，如学校气氛、工作满足、行政绩效等构念均无法直接观察或测量得到，只有由受试者在学校效能知觉感受问卷所测得的分数代替。题项加总后的得分愈高，表示学校气氛愈佳，或工作满足感愈高，或行政绩效愈好。因而潜在变量必须通过其外显的测量指标测得，由于测量会有误差，所以每个潜在变量解释观察变量的变异量不是百分之百，但若是潜在变量只有一个观察变量，则潜在变量正好可以全部解释其测量指标，此时的误差项值为0。一个观察变量与潜在变量的基本模型图如图1-1：



图1-1

多个观察变量与潜在变量的测量模型图如图1-2：

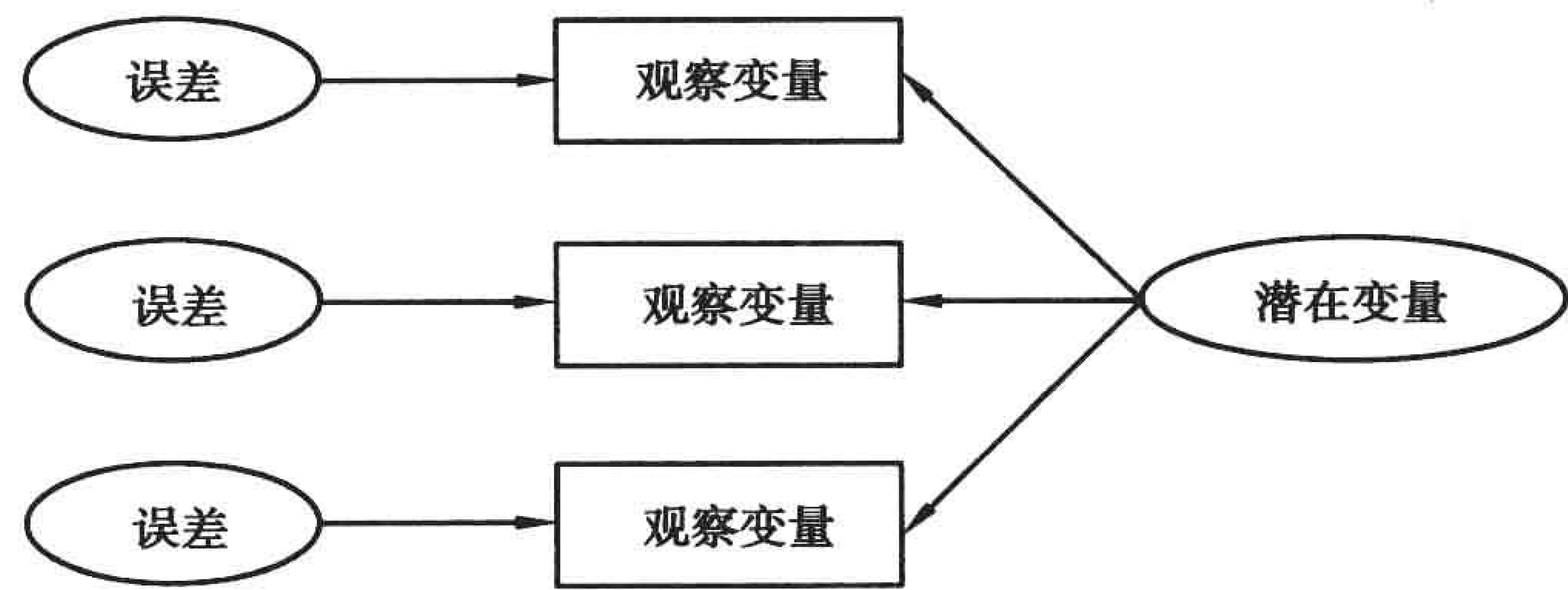


图1-2

有三个外显变量的测量模型如图1-3：

上述测量模型的回归方程式如下：

$$X1 = \lambda 1\xi 1 + \delta 1$$
$$X2 = \lambda 2\xi 1 + \delta 2$$
$$X3 = \lambda 3\xi 1 + \delta 3$$
$$Y1 = \lambda 1\eta 1 + \varepsilon 1$$
$$Y2 = \lambda 2\eta 1 + \varepsilon 2$$
$$Y3 = \lambda 3\eta 1 + \varepsilon 3$$

上述回归方程式可以矩阵方程式表示如下：

$$X = \Lambda_X\xi + \delta$$
$$Y = \Lambda_Y\eta + \varepsilon$$

其中ε与η，ξ及δ无相关，而δ与ξ，η及ε也无相关。Λ_X与Λ_Y为指标变量(X、Y)的因素负荷量(loading)，而δ，ε为外显变量的测量误差，ξ与η为外衍潜在变量(exogenous latent variables)与内衍潜在变量(endogenous latent variables)。

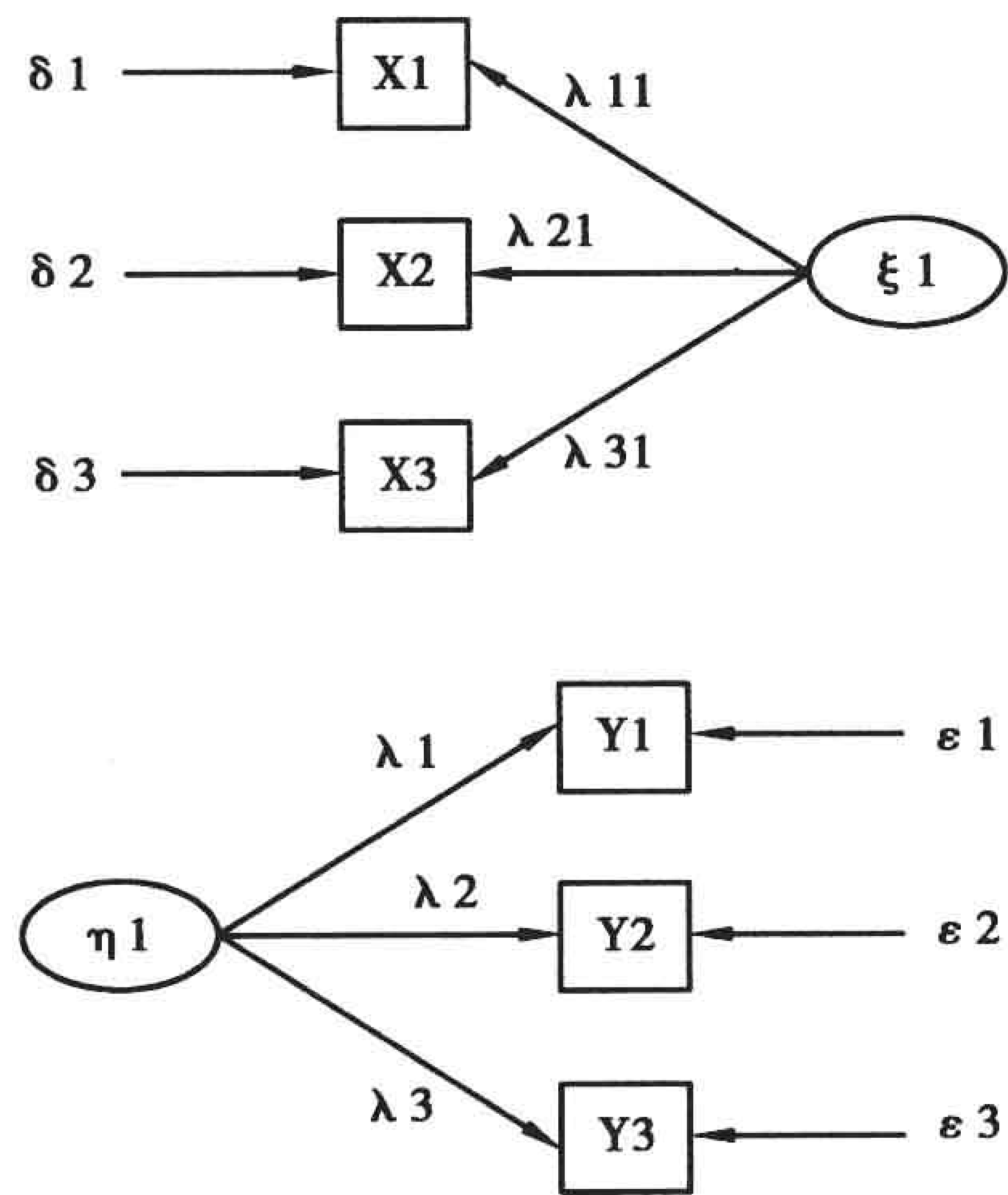


图1-3

以观察变量作为潜在变量的指标变量，根据指标变量性质的不同，可以区分为反映性指标(reflective indicators)与形成性指标(formative indicators)两种。反映性指标又称为果指标(effect indicators)，指的是一个以上的潜在变量构念是引起(cause)观察变量或显性变量的因，观察变量是潜在变量基底下(underlying)成因的指标，此种指标能反映其相

对应的潜在变量,此时,指标变量为“果”,而潜在变量为“因”。相对的,形成性指标又称为因指标或成因指标(cause or causal indicators),这些指标变量是成因,潜在变量被定义为指标变量的线性组合(加上误差项),因此潜在变量变成内衍变量(被其指标变量决定),而其指标变量变为没有误差项(error terms)的外衍变量。在 LISREL 模型假定的测量模型估计中,显性变量(manifest variable)通常是潜在变量的“反映性指标”,如果将其设定为形成性指标,则模型程序与估计会较为复杂(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

反映性指标与形成性指标所构成的回归方程式并不相同,如一个潜在变量 η,两个指标变量 X1,X2,若两个显性变量是一种反映性指标,其回归方程式如下:

$$X1 = \beta_1\eta + \varepsilon_1$$

$$X2 = \beta_2\eta + \varepsilon_2$$

其中 β_1 与 β_2 为估计的参数,ε_1 与 ε_2 为测量的误差。

若两个显性变量是一种形成性指标,则潜在变量是两个观察变量的线性组合,其回归方程如下:

$$\eta = \gamma_1 X1 + \gamma_2 X2 + \delta$$

其中 γ_1与 γ_2为估计的参数,而 δ 为残差。

反映性指标测量模型图如图 1-4:

形成性指标的模型图如图 1-5:

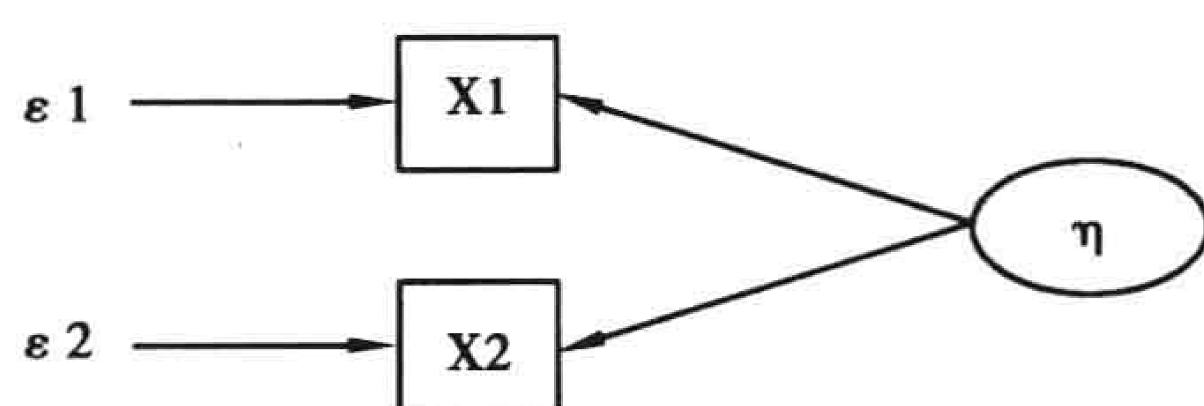


图 1-4

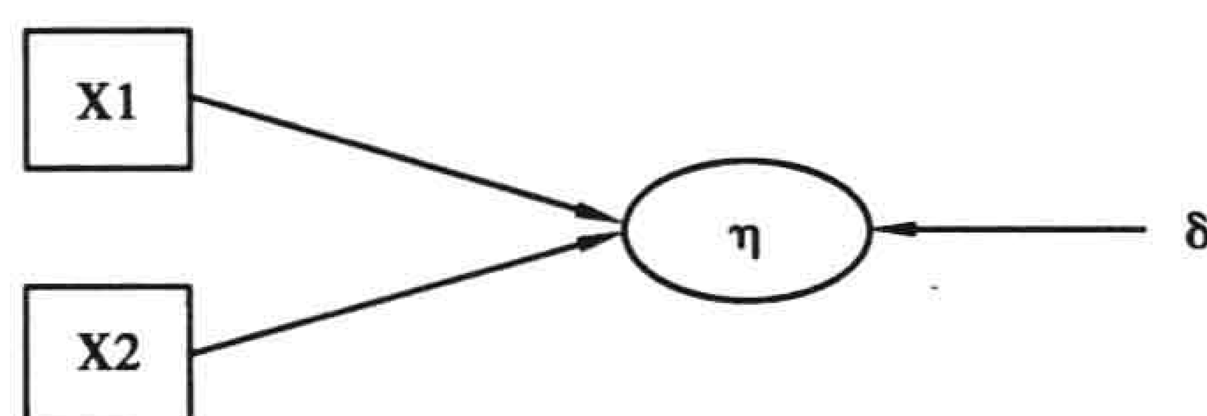


图 1-5

形成性指标的特性与估计之测量品质(measurement quality)的程序与反映性指标的特性与估计程序有很大的不同,研究在界定指标变量时不可混淆,否则会产生错误的结果。如果显性变量要作为形成性指标,在结构模型中要详细说明清楚,以免让他人误以为理论模型界定错误。

如在学校组织效能调查中,组织效能中的层面行政绩效为一个潜在变量,此变量为一个抽象的概念,无法直接观察或测量得到,也无法以数据量化来呈现,为了测得学校行政绩效的程度,可以下列 5 个观察变量或指标变量(indicator variables)来测得:

- 本校行政人员能专心投入学校的行政工作。(专心投入)
- 本校各处室能充分沟通协调,业务上能相互支援配合。(沟通协调)
- 本校在行政上充分授权同仁,在工作上有专业自主的空间。(充分授权)
- 本校各处室订有详细明确的工作职掌且运作顺畅。(职掌明确)
- 本校行政程序力求简化有效率。(程序简化)

行政绩效潜在变量与测量变量间所形成的测量模型图如图 1-6:

上述测量模型中,行政绩效为专心投入、沟通协调、充分授权、职掌明确、程序简化 5 个观察变量所共同建构的因素(factor)或潜在变量,λ1 至 λ5 为因素负荷量(factor loading)、δ1 至 δ5 表示各观察变量的残差,可视为每个观察变量去估计潜在变量的测量误差(measurement errors)。每个观察变量的因素负荷量愈高,表示受到潜在变量影响的强度愈大;因素负荷量愈低,表示受到潜在变量影响的强度愈小。在 SEM 模型中,测量误

差可以被估计出来，可以被视为一个潜在变量。测量模型的测量误差、观察变量、因素负荷量、潜在变量（潜在因素）、两个潜在因素间关系如图 1-7：

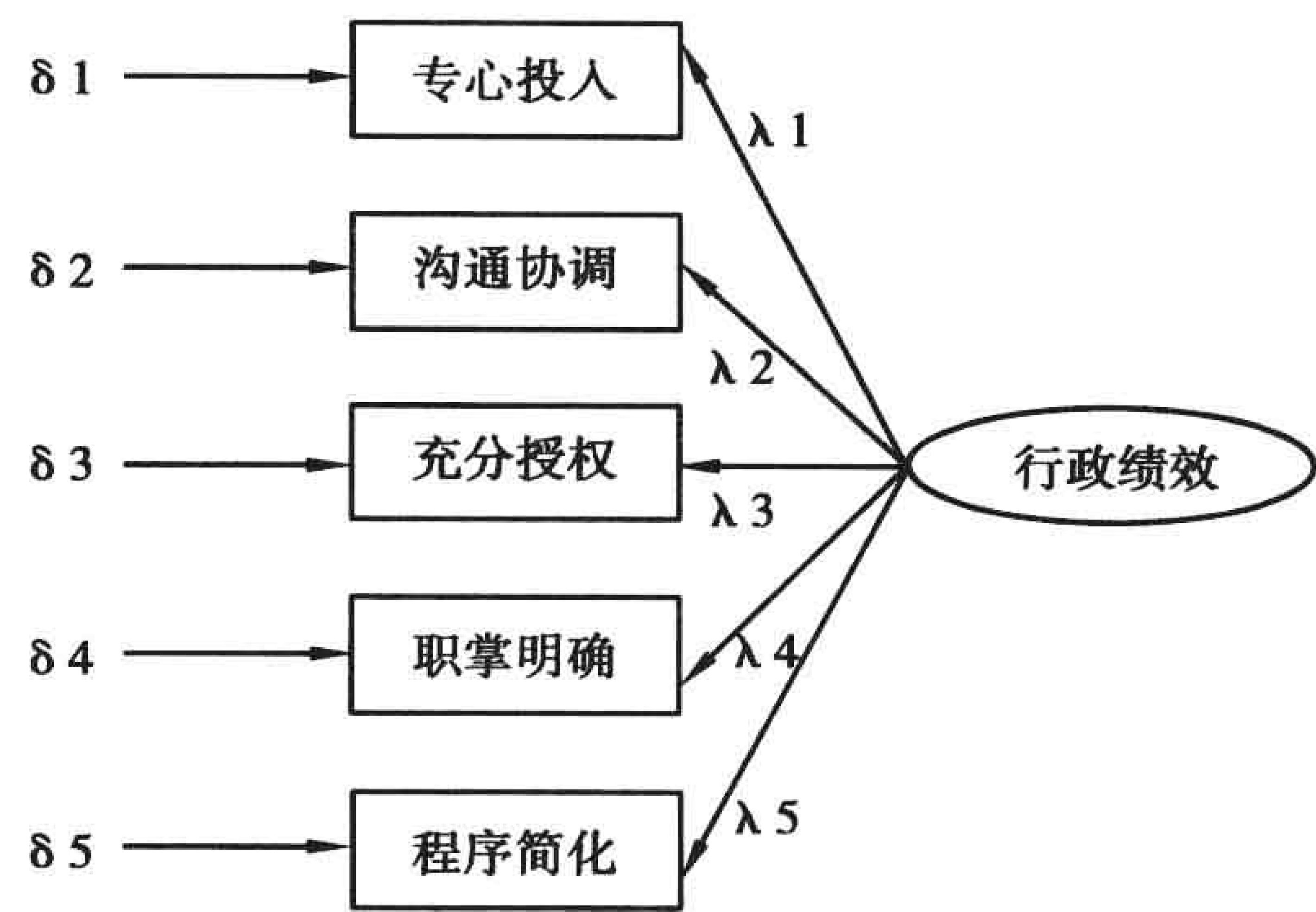


图 1-6

——测量误差——观察变量——因素负荷量——潜在变量——潜在变量间的相关

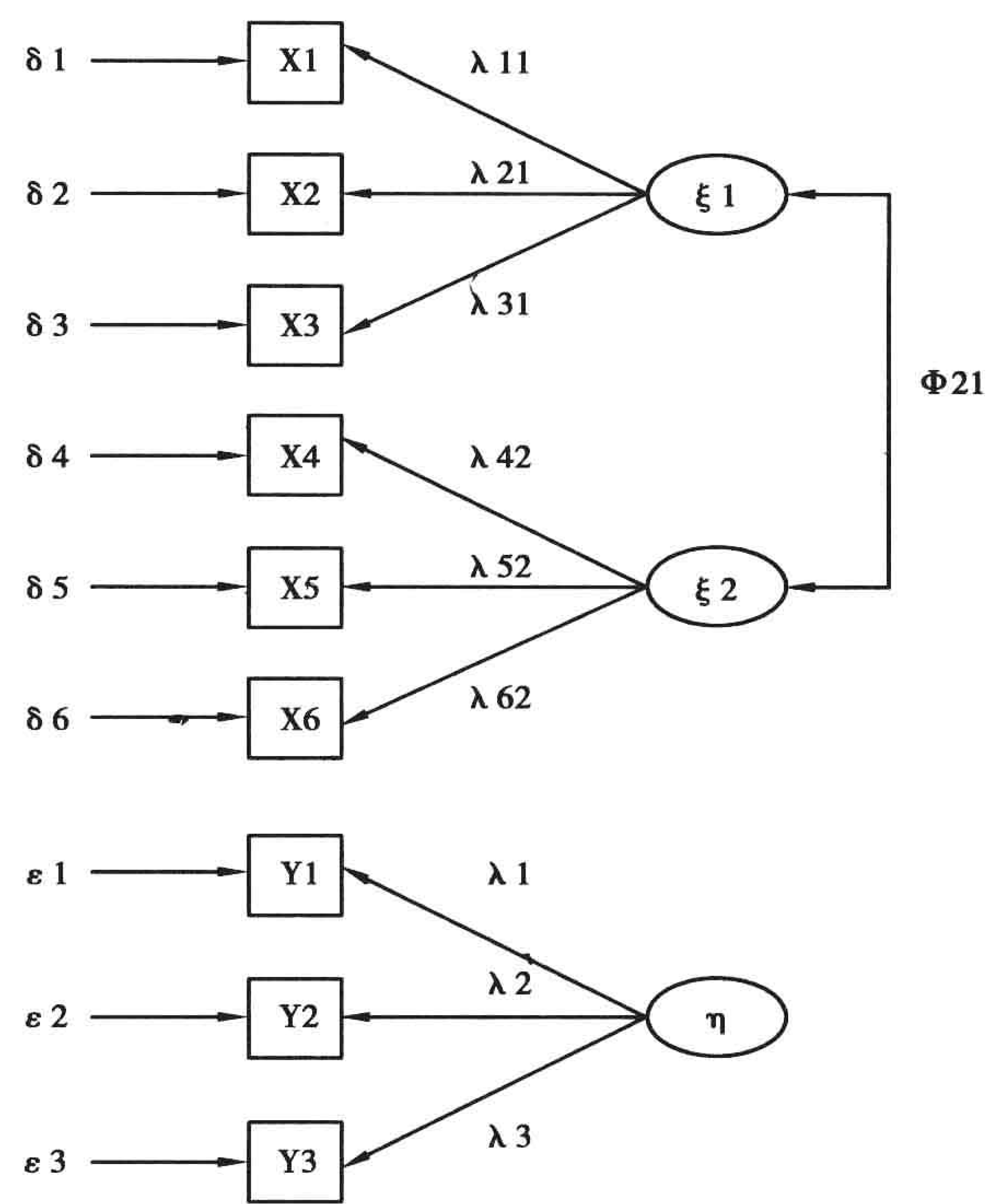


图 1-7

测量模型在 SEM 的模型中就是一般所谓的验证式因素分析（confirmatory factor analysis；CFA），验证式因素分析的技术是用于检核数个测量变量可以构成潜在变量（潜在因素）的程度，验证式因素分析即在检验包括测量模型中的观察变量 X 与其潜在变量 ξ 间的因果模型图是否与观察数据契合。在 SEM 模型分析中，变量又可以区分为外因变量（或称外衍变量）（exogenous variables）与内因变量（或称内衍变量）（endogenous variables）。外因变量在模型当中未受任何其他变量的影响，但它却直接影响别的变量，外因变量在路径分析图中相当于自变量（independent variables）；内因变量在模型当中会

受到任一变量的影响，在路径分析图中内因变量相当于因变量（dependent variables），也就是路径分析中箭头所指的地方，内因变量与外因变量的区分如图 1-8：

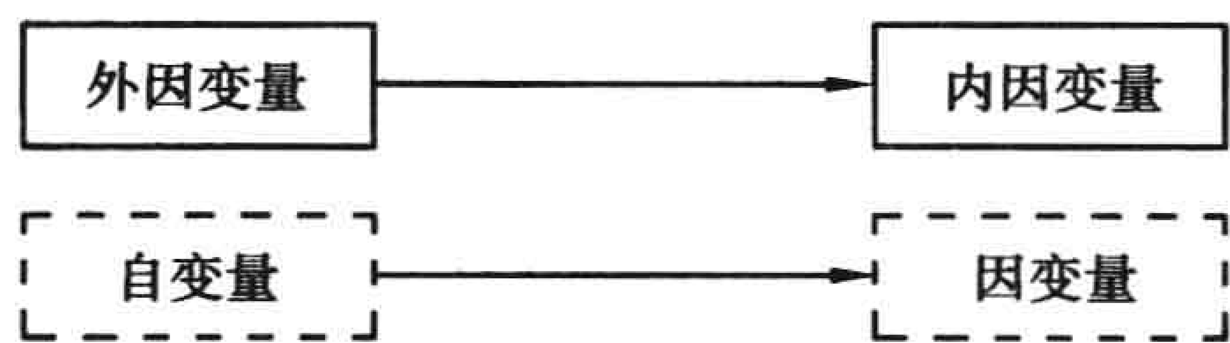


图 1-8

就潜在变量间关系而言，某一个内因变量对别的变量而言，可能又形成另一个外因变量，这个潜在变量不仅受到外因变量的影响（此时变量属性为因变量），同时也可能对其他变量产生影响作用（此时变量属性为自变量），此种同时具外因变量与内因变量属性的变量，可称为是一个中介变量（mediator）。

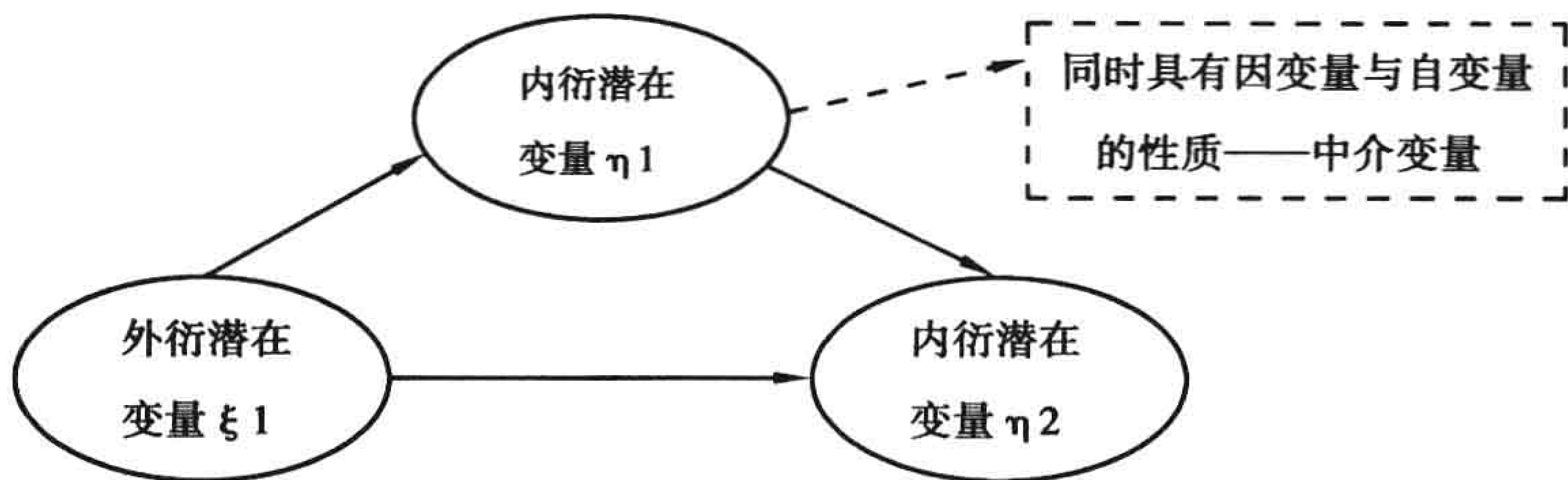


图 1-9

潜在变量中被假定为因的外因变量，以 ξ（xi/ksi）符号表示，被假定为果的内因变量以 η（eta）符号表示。外因变量（潜在自变量）ξ 的观察指标或测量指标称为 X 变量，内因变量 η（潜在因变量）的观察指标或测量指标称为 Y 变量。上述潜在自变量与潜在因变量及其观察指标形成下列关系：

1. 潜在自变量 ξ 与测量指标 Y 变量间没有直接关系；而潜在因变量 η 与测量指标 X 变量间也没有直接关系。
2. 潜在自变量 ξ 与潜在自变量 ξ 间的协方差矩阵（二者的关系），以 Φ（phi）表示。
3. 潜在自变量 ξ 与潜在因变量 η 间的关系，以 γ（gamma）表示，二者的关系即内因潜在变量被外因潜在变量解释之回归矩阵。
4. 外因潜在变量 ξ 与其测量指标 X 变量间的关系，以 Λ_x（lambda x）表示，外因观察变量 X 的测量误差以 δ（delta）表示，测量误差 δ 之间的协方差矩阵以 θ_δ（theta-delta）表示。
5. 内因潜在变量 η 与其测量指标 Y 变量间的关系，以 Λ_y（lambda y）表示，内因观察变量 Y 的测量误差以 ε（epsilon）表示，测量误差 ε 之间的协方差矩阵以 θ_ε（theta-epsilon）表示。
6. 内因潜在变量 η 与内因潜在变量 η 间的关系，以 β（beta）表示。

1.3　结构模型

结构模型即是潜在变量间因果关系的说明，作为因的潜在变量称为外因潜在变量（或称潜在自变量、外衍潜在变量），以符号 ξ 表示，作为果的潜在变量称为内因潜在变量（或称潜在因变量、内衍潜在变量），以符号 η 表示。外因潜在变量对内因潜在变量的解释变异会受到其他变因的影响，此影响变因称为干扰潜在变量，以符号 ζ（zeta）表示，ζ

即是结构模型中的干扰因素或残差值。结构模型又可称为因果模型、潜在变量模型(latent variable models)、线性结构关系(linear structural relationships)。在 SEM 分析模型中,只有测量模型而无结构模型的回归关系,即为验证性因素分析;相反的,只有结构模型而无测量模型,即潜在变量间因果关系的探讨,相当于传统的"径路分析"(或称路径分析)(path analysis)。其中的差别在于结构模型探讨潜在变量间的因果关系,而径路分析直接探讨观察变量间的因果关系。结构模型所导出的每条方程式称为结构方程式,此方程式很像多元回归中的回归系数。

$$Y_i = B_0 + B_1X_{i1} + B_2X_{i2} + \cdots + B_pX_{ip} + \varepsilon_i$$

ε_i 为残差值,表示因变量无法被自变量解释的部分,在测量模型即为测量误差,在结构模型中为干扰变因或残差项,表示内衍潜在变量无法被外衍潜在变量及其他内衍潜在变量可解释的部分。

SEM 模型与传统的复回归分析并不一样,SEM 除了同时处理多组回归方程式的估计外,更重要的是变量间的处理更具有弹性。在回归分析模型中,变量仅区分为自变量(预测变量)与因变量(效标变量),这些变量均是无误差的观察变量(测量变量),但在 SEM 模型中,变量间的关系除了具有测量模型关系外,还可以利用潜在变量来进行观察值的残差估计,因此,在 SEM 模型中,残差的概念远较传统回归分析复杂。其次,在回归分析中,因变量被自变量解释后的残差被假设与自变量间的关系相互独立,但在 SEM 模型分析中,残差项是允许与变量之间带有关联的(邱皓政,2005)。一个外衍潜在变量预测一个内衍潜在变量的结构模型图如下,其中外衍潜在变量与内衍潜在变量间的回归系数以 γ(gamma)表示,其结构系数矩阵以 Γ 表示。内衍潜在变量与内衍潜在变量间的回归系数则以符号 β(beta)表示,其结构系数矩阵以 B 表示。外衍潜在变量对内因潜在变量无法解释的部分称为残差项(residuals term)或干扰变因(disturbance),残差值为结构方程模型的方程式误差(equation errors),以 ζ(zeta)符号表示,残差项 ζ 与残差项 ζ 之间的协方差矩阵以 Ψ(psi)符号表示。



图 1-10

上述潜在变量间的回归方程如下:

$$\eta_1 = \gamma_{11}\xi_1 + \zeta_1$$

两个外因潜在变量预测一个内衍潜在变量基本的结构模型图如图 1-11:

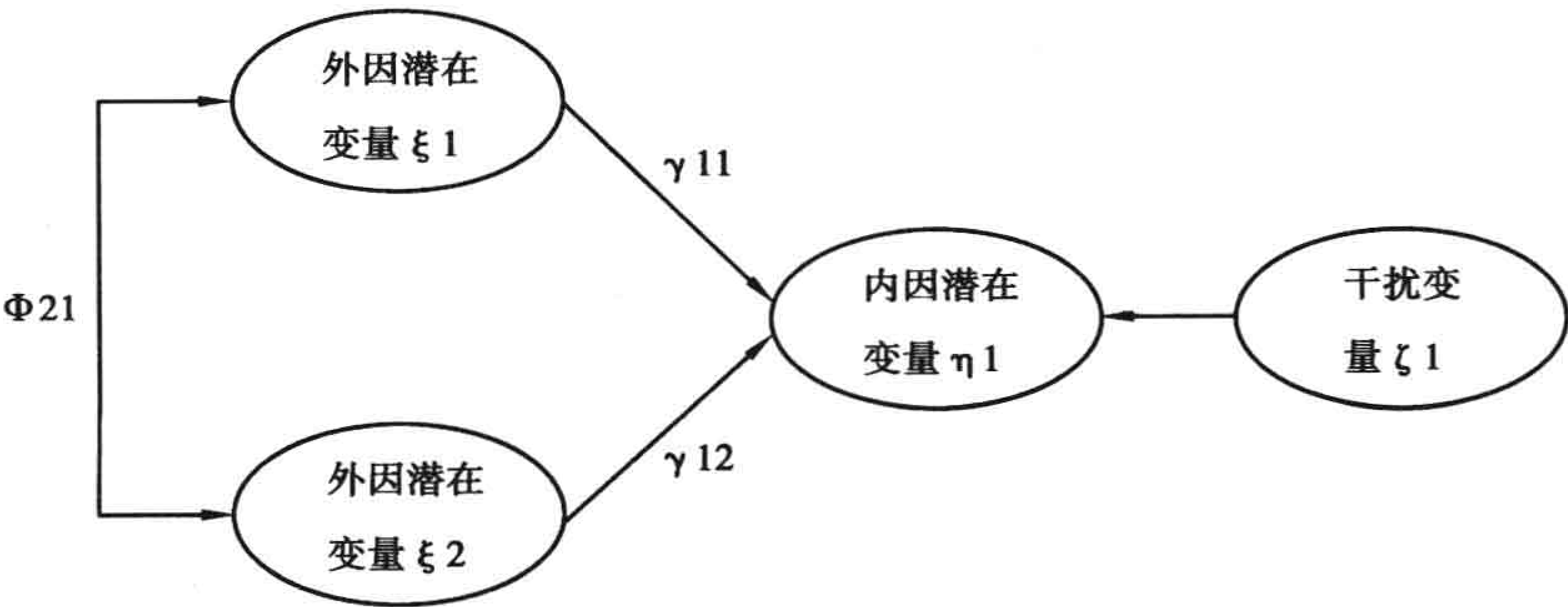


图 1-11

上述潜在变量间的回归方程式如下：

$$\eta_1 = \gamma_{11}\xi_1 + \gamma_{12}\xi_2 + \zeta_1$$

两个内衍潜在变量间的关系模型图如图 1-12：

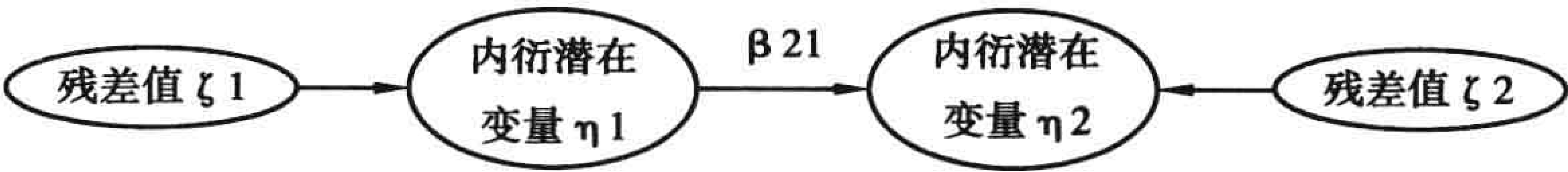


图 1-12

上述潜在变量间的回归方程如下：

$$\eta_2 = \beta_{21}\eta_1 + \zeta_2$$

一个外衍潜在变量与两个内衍潜在变量间的饱和模型图如图 1-13：

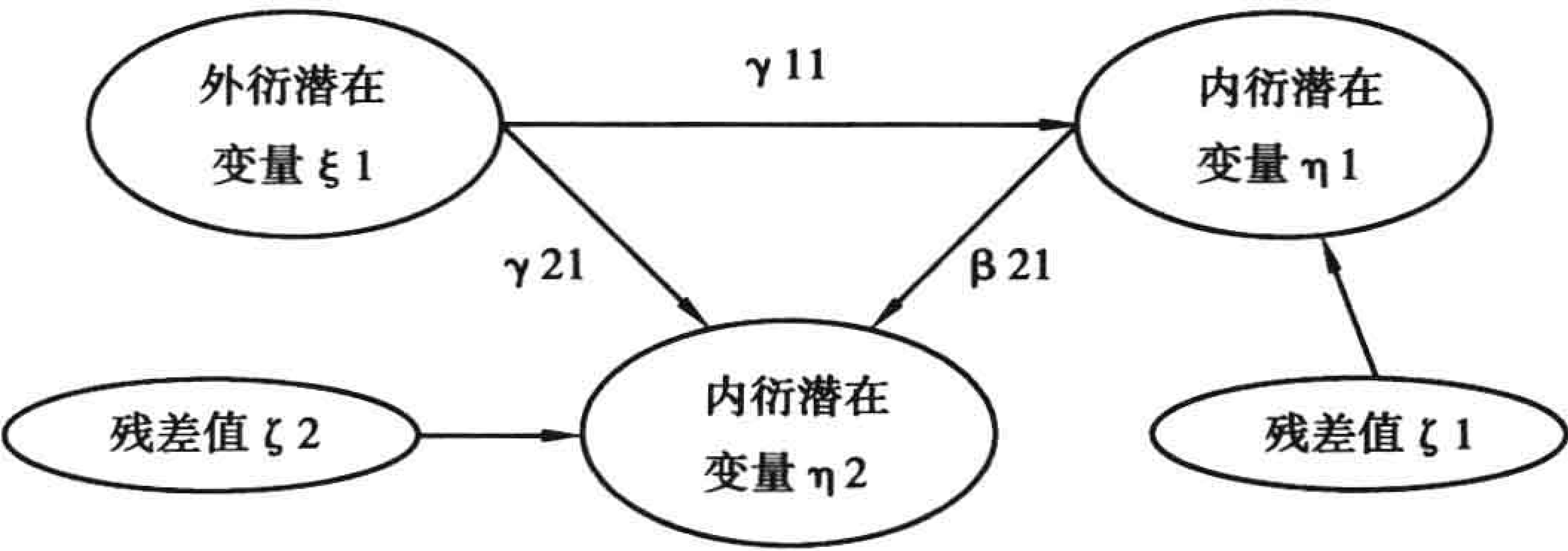


图 1-13

上述潜在变量间的回归方程如下：

$$\eta_2 = \beta_{21}\eta_1 + \gamma_{21}\xi_1 + \xi_2$$

$$\eta_1 = \gamma_{11}\xi_1 + \xi_1$$

结构模型与测量模型的简易关系图如下。其中双箭头表示两个潜在变量间的相关，二者之间无因果关系，单箭头表示变量间的因果关系，箭头来源处（from）表示外因变量（为因），箭头所指处（to）表示内因变量（为果）。潜在变量间因果关系系数注标写法：先写箭头所指的变量注标，之后再写箭头来源的变量注标。如外因潜在变量 ξ2 对内因潜在变量 η1 的影响，以符号注标 γ12 或 γ1，2 表示；外因潜在变量 ξ3 对内因潜在变量 η2 的影响，以符号注标 γ23 或 γ2，3 表示。此外 X 变量的测量误差（measurement errors）与 Y 变量的测量误差之间的协方差，在 LISREL 分析的内定设定中，皆预设为零相关，研究者也可以设定其有相关（如 X3 与 X4 之测量误差）。结构模型的方程式可以下列矩阵方程式表示：

$$\eta = \Gamma\xi + \zeta$$

或

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta$$

其中 ξ 与 ζ 无相关存在。

在结构模型中，外因潜在变量之间可以是无关联的，也可是彼此间有相关联的，而外因潜在变量对内因潜在变量之间的关系必须是单方向的箭号，前者必须为因变量，后者为果变量（ξ→ η），此单向箭号不能颠倒。而两个内因潜在变量间，可以是单向预测或是形成一种互惠关系，互惠关系即相互预测关系，其关系如：η1→η2，或 η2→η1，或 η1⇆η2，而内因潜在变量（η）无法被外因潜在变量（ξ）解释或预测的部分，即方程模型中无法

预测到或解释到的误差值(ζ),称为残差(residuals)或干扰(disturbance)变因。

一个广义的结构方程模型,包括数个测量模型及一个结构模型,以上述模型图而言,其结构方程模型包含了三个测量模型及一个结构模型。在 SEM 模型中,研究者依据理论文献或经验法则建立潜在变量与潜在变量间的回归关系,亦即确立潜在变量间的结构模型;此外,也要建构潜在变量与其测量指标间的反映关系,即建立各潜在变量与其观察指标间的测量模型(黄芳铭,2005)。在 SEM 分析中,由于涉及了数个测量模型及一个结构模型,变量间的关系较为复杂,因而 SEM 的分析,即在探究一组复杂变量间的关系,变量间关系的建立要有坚强的理论为根据,模型界定时必须依循简约原则(或称精简原则)(principle of parsimony)。在 SEM 分析中,同样一组变量的组合有多种的可能,不同的关系模型可能代表了特定的理论意义,若是研究者可以用一个比较单纯简单的模型来解释较多的实际观察数据的变化,那么,以这个模型来反映变量间的真实关系,比较不会得到错误的结论,避免犯下第一类型的错误(邱皓政,2005)。

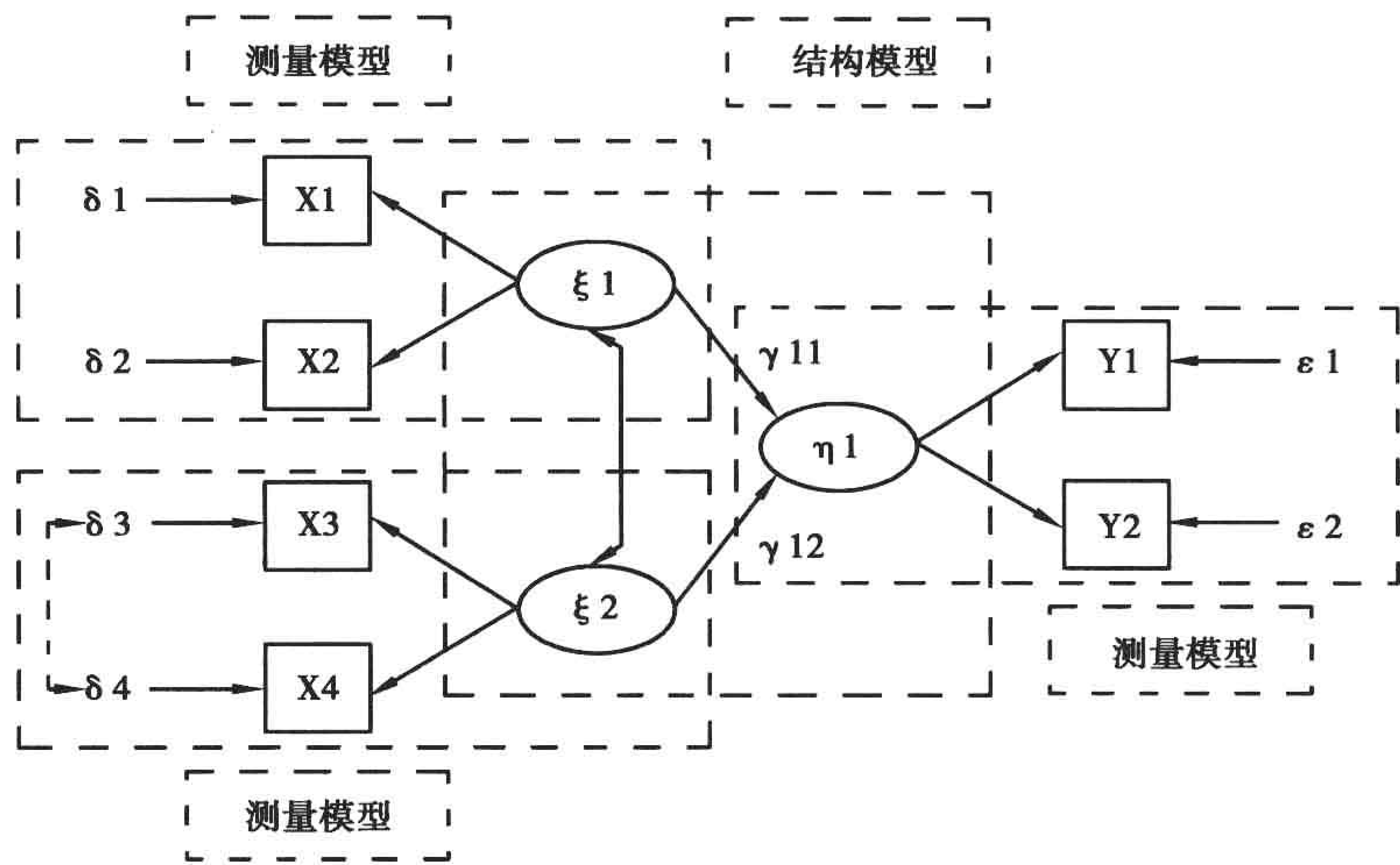


图 1-14

简约原则本身是模型理论建构的一个重要原则。在社会及行为科学领域中,一个好的理论必须具备下列条件:一为对客观现象解释的情况要强而有力,即此理论能否正确地且广泛地解释不同现象;二为理论必须是可检证的(testable),可检证性是理论能否具有科学特性的条件之一,能够被检验的理论,才具有科学的特性,也才能对其所犯之错误做修正,使此理论能更正确地预测现象;三为理论必须具备简单性,在既有的解释程度之下,能够以愈少的概念和关系来呈现现象的理论愈佳。简约原则期待研究者能够以一个比较简单的模型来解释复杂的关系,当一个简约模型被接受时,表示它比其他较不简约的模型具有较低的被拒绝率。从简约原则的内涵中,研究者在界定模型的参数时,每一个参数皆必须有相当的理论基础,一个没有理论支持或理论支持薄弱的关系,最好将之排除于模型之外(黄芳铭,2005)。

一个完整的结构方程模型如图 1-15 所列:

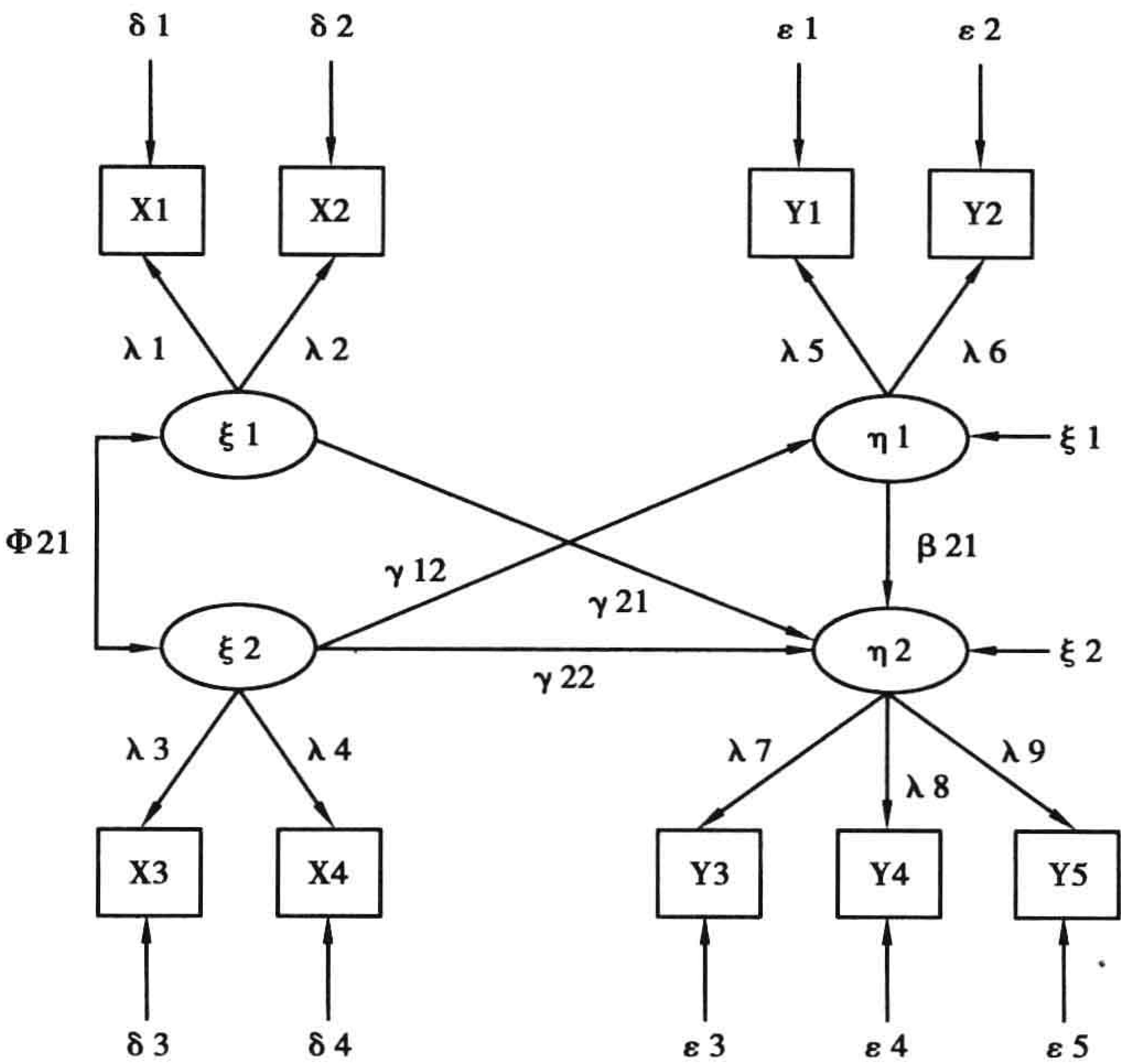


图 1-15

1.4 结构方程模型图中的符号与意义

LISREL 分析模型中常用的符号与定义如表 1-1：

表 1-1

符号	读法	维度	意义说明
X		q×1	ξ 的观察变量或测量指标
Y		p×1	η 的观察变量或测量指标
ξ	xi	n×1	外因潜在变量(因变量)
η	eta	m×1	内因潜在变量(果变量)
δ	delta	q×1	X 变量的测量误差
ε	epsilon	p×1	Y 变量的测量误差
ζ	zeta	m×1	内因潜在变量的误差
β	beta	m×m	内因潜在变量(η)间关连的系数矩阵
γ	gamma	m×n	外因潜在变量(ξ)与内因潜在变量(η)间关连的系数矩阵
Φ	phi	n×n	外因潜在变量(ξ)的方差协方差矩阵
Ψ	psi	m×m	内因潜在变量(η)残差项的方差协方差矩阵
λx	lambda x	q×n	X 与外因潜在变量(ξ)间之关连系数矩阵
λy	lambda y	p×m	Y 与内因潜在变量(η)间之关连系数矩阵
θ_ζ	theta-delta	q×q	δ 变量间的方差协方差矩阵
θ_ε	theta-epsilon	p×p	ε 变量间的方差协方差矩阵
S 矩阵			样本数据推演出的协方差矩阵
$\hat{\Sigma}$矩阵			基于样本之假设模型的协方差矩阵

一个完整的 LISREL 模型的参数矩阵如表 1-2：

表 1-2

矩阵名称	数学符号	LISREL 缩写	矩阵描述
LAMBDA-Y	Λ_y	LY	为$(p\times m)$阶矩阵，表示联结 Y 变量对 η 变量的系数
LAMBDA-X	Λ_X	LX	为$(q\times n)$阶矩阵，表示联结 X 变量对 ξ 变量的系数
BETA	B	BE	为$(m\times m)$阶矩阵，表示 η 变量间有方向性的联结系数(回归系数)
GAMMA	Γ	GA	为$(m\times n)$阶矩阵，代表 ξ 变量对 η 变量影响的回归系数
PHI	Φ	PH	为$(n\times n)$阶矩阵，代表 ξ 变量间的协方差
PSI	Ψ	PS	为$(m\times m)$阶矩阵，代表内衍潜在变量残差项(ζ)间的协方差
THETAE-PSILON	θ_ε	TE	为$(p\times p)$阶矩阵，代表指标变量 Y 测量误差(ε 变量)间的协方差
THETA-DELTA	θ_δ	TD	为$(q\times q)$阶矩阵，代表指标变量 X 测量误差(δ 变量)间的协方差

注：p,q,m,n 各为变量 Y,X,η,ξ 的个数

在 SEM 路径关系图中，常用的符号说明如下：

潜在变量

潜在变量(latent variables)又称无法观察的变量(unobserved variables)、建构变量(construct variables)。所谓潜在变量即是构念因素，是不可直接测量或无法直接观察得到的，只能以间接的方式推论出来，通常称为构念、层面或因素。其图形以圆形(circle)或椭圆形(ellipse)表示，作为因(causes)的潜在变量又称为自变量或外因潜在变量或外衍潜在变量(exogenous)，以符号 ξ 表示；作为果(effects)的潜在变量又称为因变量或内因潜在变量或内衍潜在变量(endogenous)，以符号 η 表示。

观察变量

观察变量又称为显性变量(manifest variables)、指标变量(indicator variables)、可测量变量(measured variables)，研究者可以直接观察得到或直接测量获得，获得的数据可以转化为量化数据，外因潜在变量的指标变量以符号 X 表示；而内因潜在变量的指标变量以符号 Y 表示。其图形通常以正方形或长方形表示。若以量表问卷来得到指标变量，则观察变量可能是量表在个别题项上的得分，或是数个题项加总后的分数；若是以观察法来获得数据，观察变量为观察内容，其数据为观察所得转化为量化的分数。

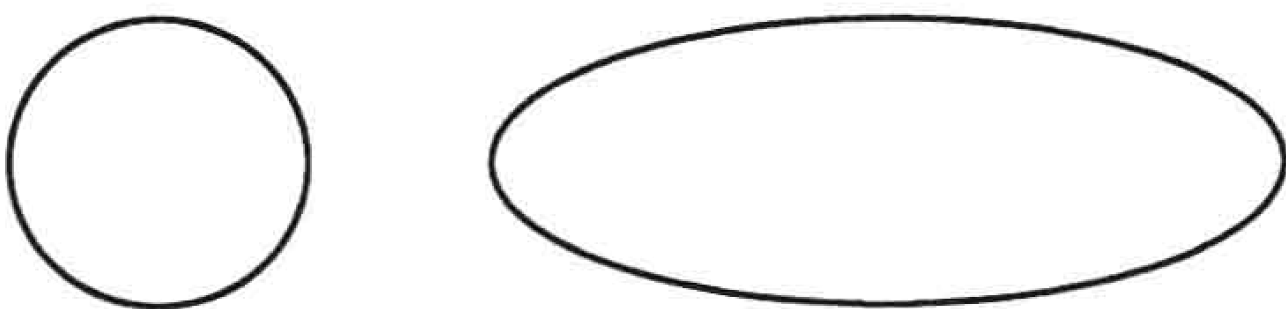


图 1-16

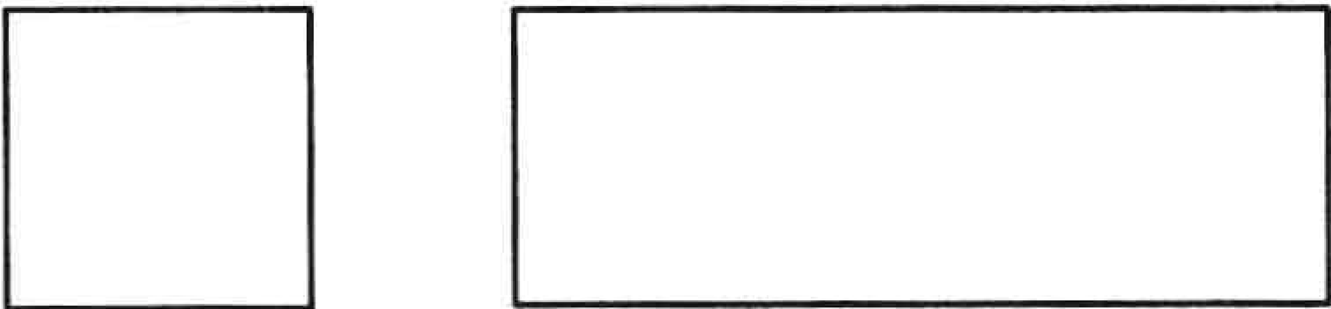


图 1-17

误差变异项(error term)

内因潜在变量无法被模型中外因潜在变量解释的变异量，即结构方程模型中的随机变异部分，以希腊字母 ζ 表示；内因潜在变量(η 变量)的测量误差(errors in measurement)，即观察变量无法被其潜在变量解释的变异，以希腊字母 ε 表示；外因潜在变量(ξ 变量)的测量误差，以希腊字母 δ 表示。

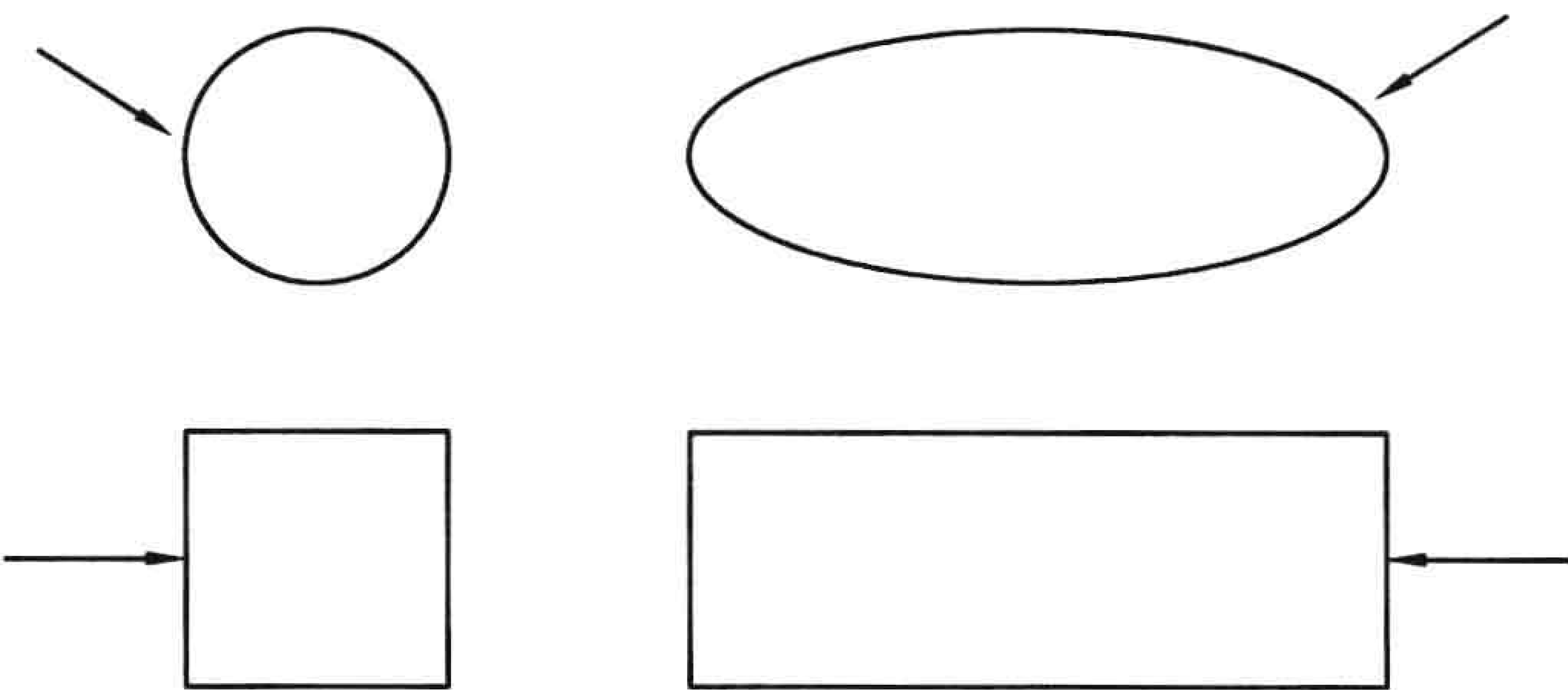


图 1-18

变量间的关系

单一方向的箭号(one-way straight arrow):表示直接效果或单方向的路径关系。单向因果关系影响的关系又称为不可逆模型(recursive models),以单箭号表示,箭号的起始点为因变量,箭号所指的地方为果变量,系数注标表示时,先呈现“果”的变量编号,再呈现“因”的变量编号。在 SEM 模型中,外因潜在变量(ξ)间没有单箭号的关系存在,即外因潜在变量间没有因果关系,但它们可能有共变关系存在。

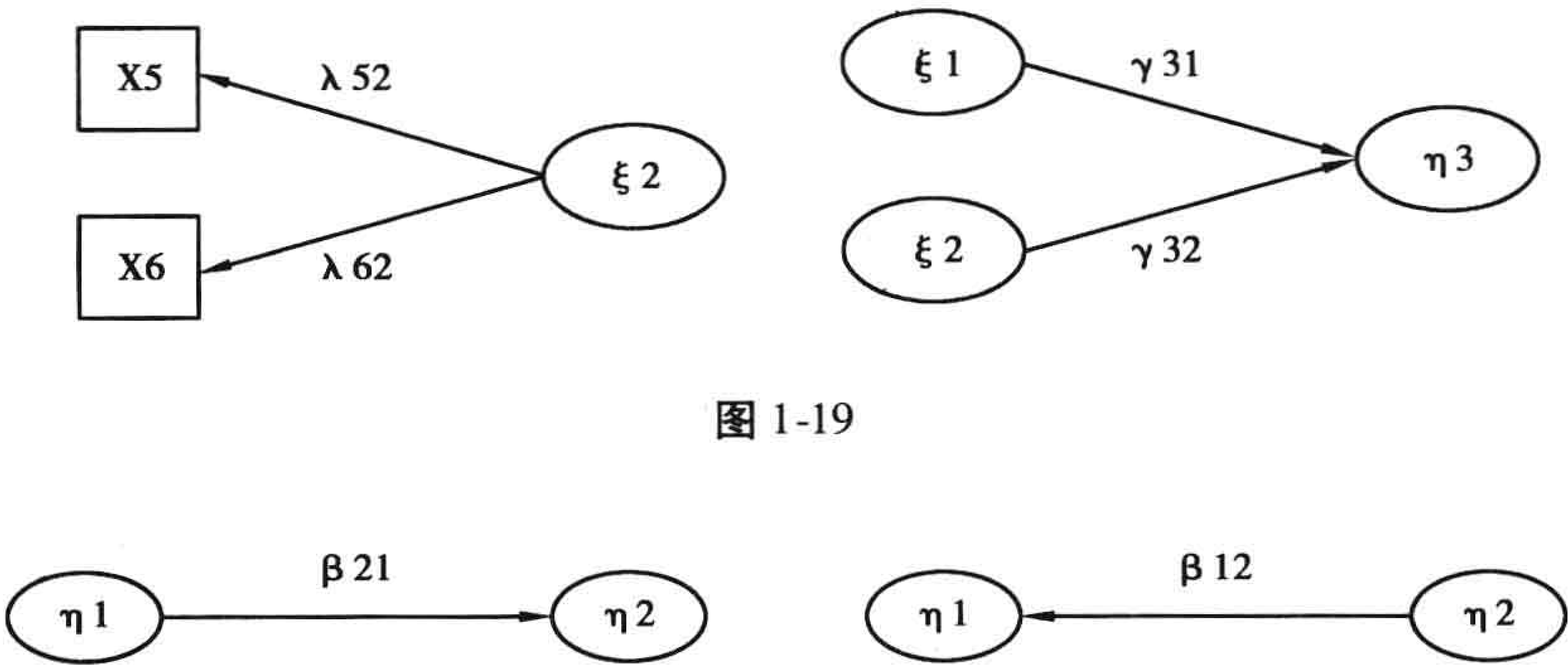
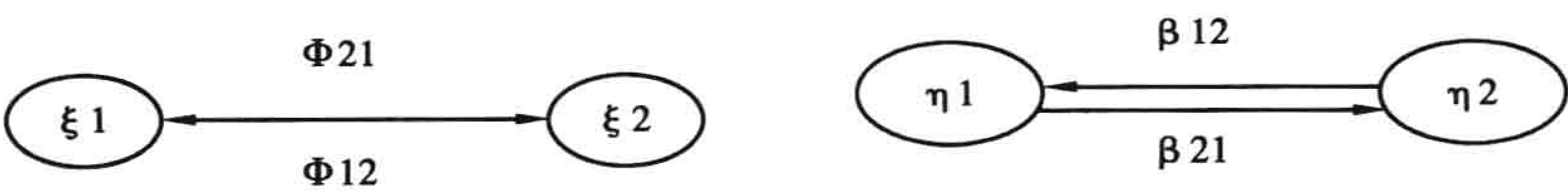


图 1-19

符号注标 $\beta 21$ 与符号注标 $\beta 12$ 所表示的变量间的关系是不同,两者的图示如下。注标 $\beta 21$ 表示潜在变量 $\eta 1$ 直接影响到潜在变量 $\eta 2$,其中潜在变量 1 为“因”变量,潜在变量 $\eta 2$ 为“果”变量;而注标 $\beta 12$ 表示潜在变量 $\eta 2$ 直接影响到潜在变量 $\eta 1$,其中潜在变量 $\eta 2$ 为“因”变量,潜在变量 $\eta 1$ 为“果”变量,二者的影响路径及关系刚好相反。

双向箭号(two-way arrow):表示两个变量间为相关或共变的关系,即两个变量间不具方向性的影响,或互为因果的关联路径。在 SEM 模型中,外因潜在变量间不具单向因果关系,但可能具有相关或共变关系,以希腊符号 Φ 表示;此外内因潜在变量的残差间,也可能具有相关或共变关系,以希腊符号 Ψ 表示。由于双向箭号表示变量互为因果关系,因而符号注标 $\Phi 12$ 与符号注标 $\Phi 21$ 是相同的。



可逆模型(non-recursive modes):又称互惠关系(reciprocal relationship)效果模型,表示两个变量间具有双向因果关系的影响路径,第一个变量直接影响到第二个变量,而第

二个变量也直接影响到第一个变量,在SEM分析中,若是遇到模型无法聚合,参数无法进行估计时,将两个变量改设为可逆模型,也是一种解决策略。

1.5 参数估计方法

在SEM分析中,提供七种模型估计的方法:工具性变量法(instrumental variables,IV法)、两阶段最小平方法(two-stage least squares,TSLS法)、未加权最小平方法(unweighted least squares,ULS法)、一般化最小平方法(generalized least squares,GLS法)、一般加权最小平方法(generally weighted least squares,GWLS法或WLS法)、最大概似法(Maximum Likelihood,ML法)、对角线加权平方法(diagonally weighted least squares,DWLS法)。研究者如要检验样本数据所得的协方差矩阵(S矩阵)与理论模型推导出的协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)间的契合程度,即是模型适配度的检验,测量$\hat{\Sigma}$矩阵如何近似S矩阵的函数称为适配函数(fitting function),不同的适配函数有不同的估计方法。在上述七种方法中,假定研究者所提的理论模型是正确的(模型没有叙列误差或界定错误),而且样本够大,则以上方法所产生的估计值会接近真正的参数数值(Bollen, 1989; Joreskog & Sorbom, 1996)。

最广泛使用的估计模型方法为ML法,其次是GLS法(Kelloway, 1998)。ML使用这么普遍,主要是许多研究者似乎将LISREL与ML画上等号,且LISREL将ML法作为预设的模型估计方法。如果是大样本及假设观察数据符合多变量正态性,卡方检验才可以合理使用,此时,使用ML估计法最为合适;如果数据为大样本,但观察数据不符合多变量正态性假定,最好采用GLS估计法(周子敬,2006)。

IV法与TSLS法是一种使用快速、非递归式(non-iterative)、有限讯息技术(limited-information technique)的估计方法。它们没有使用模型中其他方程式讯息,单独地估计每个参数,因而对于叙列误差较有强韧性,但与同时估计整个模型方程系统之"完全讯息技术"(full-information techniques)相比,显得较无效率,因为采用完全讯息技术可同时考量到模型之中的所有方程式,进行综合判断以获得最佳的估计数。因而IV法与TSLS法多使用其他估计方法来计算"计始值"(starting values)。但它们也可以用于模型是暂时性的,且模型的叙列误差不明确的状态下之初步估计法。ULS法、GLS法、ML法、WLS法、DWLS法等均使用"递归式的程序"(迭代估计程序)(iterative procedure),均属于完全讯息技术的估计方法,比起采用有限讯息技术的IV法与TSLS法,较有统计上的效率,然而这些估计方法也容易受到叙列误差(specification errors)的影响,因为每个参数的估计完全根据模型中的其他参数,会受到模型中每个方程式的叙列误差值的影响(Diamantopoulos & Siguaw, 2000;Long, 1983)。

采用完全讯息技术的估计法会经由迭代估计程序,而使模型达到聚合(或收敛)程度(convergence),模型收敛表示经由迭代估计程序可以尽可能使假设模型隐含的协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)接近样本数据的协方差矩阵(S矩阵)。一般而言,若是假设模型与实证数据的相容性高,LISREL程序会有效地提供适当的起始值,经过一定迭代程序后,使模型达到收敛程度,此种情形称为可接受解值(admissible solution)。若是研究者所提的理论模型不适切,起始值与最终解值的差异太大,假设模型与实证数据的相容性低,则模型可能无达到收敛程度,或是达到收敛,但许多参数无法合理的解释,此种情形称为不可接受解值(non-admissible solution)或不适当解值(improper solution)。不可接受解值会导致参数

不合理,如变量间相关系数的绝对值超过 1、出现负的方差、协方差矩阵或相关矩阵出现非正定(positive-definite)的情形等(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

在上述七种估计方法中,模型主要常用的参数估计方法为未加权或一般最小平方法(unweighted or ordinary least squares, ULS 法)、一般化最小平方法(generalized least squares, GLS 法)、最大概似估计法(maximum likelihood estimation, ML 法)、渐进分布自由法(asymptotic distribution free, ADF 法)。最大概似估计法是目前应用最广的 SEM 适配函数估计法,也是 SIMPLIS 内定参数估计方法。最大概似法的基本假设,是观察数据都是从总体中抽取得到的数据,且所抽出的样本必须是所有可能样本中被选择的概率之最大者,若符合此一假设,估计的参数即能反映总体的参数(邱皓政,2005)。所谓最大概似法是可能性为最大的一种优良估计量,其目的是替总体参数寻求“最可能”解释观察数据的值,使用 ML 法时必须满足以下基本条件:样本来自多变量正态总体且是以简单随机抽样来获得的(黄芳铭,2004)。在正态分布且大样本之下,ML 估计值、标准误和卡方值检验结果,都是适当、可信且正确的。但是,当观察变量是次序性变量,且严重地呈现偏态或高狭峰之非正态分布时,ML 的估计值、标准误和卡方值检验的结果,都是不适当的、不可信且令人质疑的,因而,在违反正态分布的假设时,最好使用含有加权式估计程序的方法,如 WLS 法较为适宜(余民宁,2006)。

当数据符合多变量正态性假定时,GLS 法非接近 ML 估计法,若是数据违反多变量正态性假定,GLS 法在使用上也有其强韧性。至于 ULS 方法通常不需符合某种统计分布的假定,它在数据不符合统计分布的假定时也能获得稳定的估计结果(Bentler & Weeks, 1979)。在所有估计方法中,ULS 法是唯一运用量尺单位依赖法(scale-dependent methods)之估计方法。所谓量尺单位依赖法表示改变一个以上观察变量的量尺单位,会造成参数估计值的改变,因而无法简单反映量尺转换的效果。与量尺单位依赖法相对的是量尺单位自由法(scale-free methods),这种方法如 ML 估计法与 GLS 估计法,此种方法的特性是参数估计的改变,只能反映被分析之观察变量量尺单位的改变(Long, 1983, p. 58)。当所有观察变量以相同的单位测量时,采用 ULS 法可以获得最适当的估计结果。而 WLS 法与 DWLS 法不像 GLS 法与 ML 法,受到数据须符合多变量正态性的假定限制,被归类为一种 ADF (asymptotic distribution free)估计值(Browne, 1984)。但为了使估计结果可以收敛,WLS 法与 DWLS 法的运算通常需要非常大的样本,一般要在 1 000 位以上。一般而言,当数据呈现非正态(non-normality)分布时,无法采用 ML 法与 GLS 法来估计参数,才考虑使用替代估计方法——WLS 法与 DWLS 法(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

一般最小平方法(GLS)的基本原理是使用差异平方和的概念,只是在计算每一个差值时,以特定权数来加权个别的比较值(邱皓政,2005)。GLS 与 ML 法的基本假定是相同的,包括样本要够大、观察变量是连续变量、测量指标必须是多变量正态分布,以及必须有效界定模型等。GLS 产生的估计结果与 ML 法类似,二者具有相同的统计特质(黄芳铭,2004)。当数据无法符合多变量正态性的假设时,最好使用不受正态分布假设限制的估计方法,如加权最小平方法(generally weighted least squares, WLS)。使用 WLS 法与 DWS 法时,必须为大样本(通常样本数在 1 000 以上,若要能在任何分布下估计顺利,则样本数更要提高至 5 000 以上),如果是小样本时,属于 ADF 的 WLS 法就没有实务应用的价值,并且也比较耗费电脑运算的时间,而在实务操作上,使用这两种方法,必须提供数据的渐近协方差矩阵(asymptotic covariance matrix)(余民宁,2006)。

1.6 模型的概念化

一个完整 LISREL 模型化程序的成功与模型完整概念化(sound conceptualization)界定有密切关系,一个概念欠佳的模型不可能利用 LISREL 产出有用的结果。LISREL 能够也曾经使用于探索性的目的,但结构方程模型要更进一步让其于验证性脉络情境中更有效率。模型概念化(model conceptualization)的内涵包括两部分:一为结构模型概念化(structural model conceptualization)、一为测量模型概念化(measurement model conceptualization)(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

结构模型的概念化主要在界定潜在变量间的假设关系,模型发展的阶段关注于结构模型的关系界定,以形成可以进行统计检验的理论架构(theoretical framework)。在结构模型的界定中,研究者必须明确区分模型中哪些变量为外衍变量(exogenous variables)、哪些变量为内衍变量(endogenous variables)。外衍变量在模型中一直扮演自变量(independent variables)角色,不能直接被模型中其他变量所影响,但它可直接影响到其他的内衍变量;内衍变量在模型内通常可被其他变量直接影响,因而常扮演因变量(dependent variables)的角色,这种内衍变量常可被外衍变量解释或受到外衍变量直接的影响。此外,这些内衍变量有时会直接影响到其他的内衍变量,因而又扮演起自变量的角色,对于解释模型中其他内衍变量的内衍变量,在结构模型中可能具有中介变量的性质,对外衍变量而言,它是一个因变量,对于其他内衍变量而言,它是一个自变量。当内衍变量无法完全或完整地被假设的变量(外衍变量及其他内衍变量)解释或影响时,误差(error term)或残差(residual)就会于模型估计中产生,所谓误差或残差即是被假设可影响内衍变量的部分。

在模型概念化的阶段,研究者要注意确保模型中没有遗漏重要的外衍变量与内衍变量,若是某些重要或关键的变量被遗漏掉,会严重导致参数估计的偏差,造成叙列误差的出现,所谓叙列误差是指研究者所提的理论模型,无法反映出总体及变量的真正特质(true characterization),研究中的待答问题无法获得解决。结构模型概念化中,除确认适当的潜在变量、区隔外衍变量与内衍变量外,还要注意以下两种情况:(1)内衍变量的顺序有无界定错误;(2)外衍变量与内衍变量,及内衍变量间的联结关系数目与期望方向有无界定错误,其中变量间路径系数的正负号的解释是不相同的。模型估计中若是忽略上述两种情况,很容易出现叙列误差的情形。因而于结构模型概念化阶段,结构模型要考量的是:根据之前的理论文献、过去实证据或某些探索性研究的资讯等,来建构假设模型。

模型概念化的第二个主要阶段为测量模型的概念化——关于潜在变量如何界定操作型定义和如何被测量的,这些潜在变量通常借由显性变量(manifest variables)或观察变量(observable variables)来反映其潜在特质。此阶段所关注的即学者 Blalock(1968)所提出的附属理论(auxiliary theory),此理论的功能在于确认理论架构与实证世界的联结关系,更具体而言是界定抽象概念与其指标变量间的关系(Sullivan & Feldman, 1979, p. 11)。在 SEM 分析中,显性变量通常皆是反映性指标(reflective indicators),即作为效果指标(effect indicators)。测量模型概念化阶段要考量的是每个潜在变量的显性变量,最好采用多个指标变量,此外,还要考量在单一模型中,潜在变量与显性变量的数目要多少才是最适当的? 这个问题要视研究主题、研究者界定模型的目的与可用的测量数量而定。一般而言,一个愈复杂的模型(包含较多的潜在变量与显性变量),愈有可能遭遇到模型

适配度不佳的问题。假设所有的条件都一样,模型所包含的变量愈多,则模型所需要的样本数愈大。因为模型愈复杂,愈有可能遗漏重要的潜在变量,在模型的结构部分过于精简,会出现叙列误差;而遗漏潜在变量关键的指标变量,会使测量品质不佳。为兼顾样本的多少、叙列误差的程度,学者 Bentler 与 Chou (1987, p.97)提出以下建议:使用小规模型的数据组时,至多 20 个变量即可,其中潜在变量 5 ~6 个,而每个潜在变量的指标变量为 3 ~4 个即可。对于样本数的需求,学者 Ding 等人(1995)建议:在使用协方差结构模型(covariance structure modeling)时,最少的受试样本数是 100 至 150 位;另一方面,Boomsma(1987, p.4)则建议:使用最大概似法估计结构方程模型时,最少的样本数为 200,研究的样本数若少于 100,会导致错误的推论结果。而最近的研究者如 Marsh 等人(1998)从模型收敛程度、参数的稳定性与理论建构信度的观点来看,认为每个潜在变量的指标变量数愈多,对于模型的估计愈能得到不错的效果。但另一个要考量的是,变量数愈多,所需的样本数愈多,此时模型适配度的卡方值很容易达到显著水平,而易于拒绝虚无假设;此外,愈复杂的模型,愈有可能使模型无法收敛,因而研究者在模型界定上要格外慎重。

完整测量模型概念化的架构图如图 1-20:

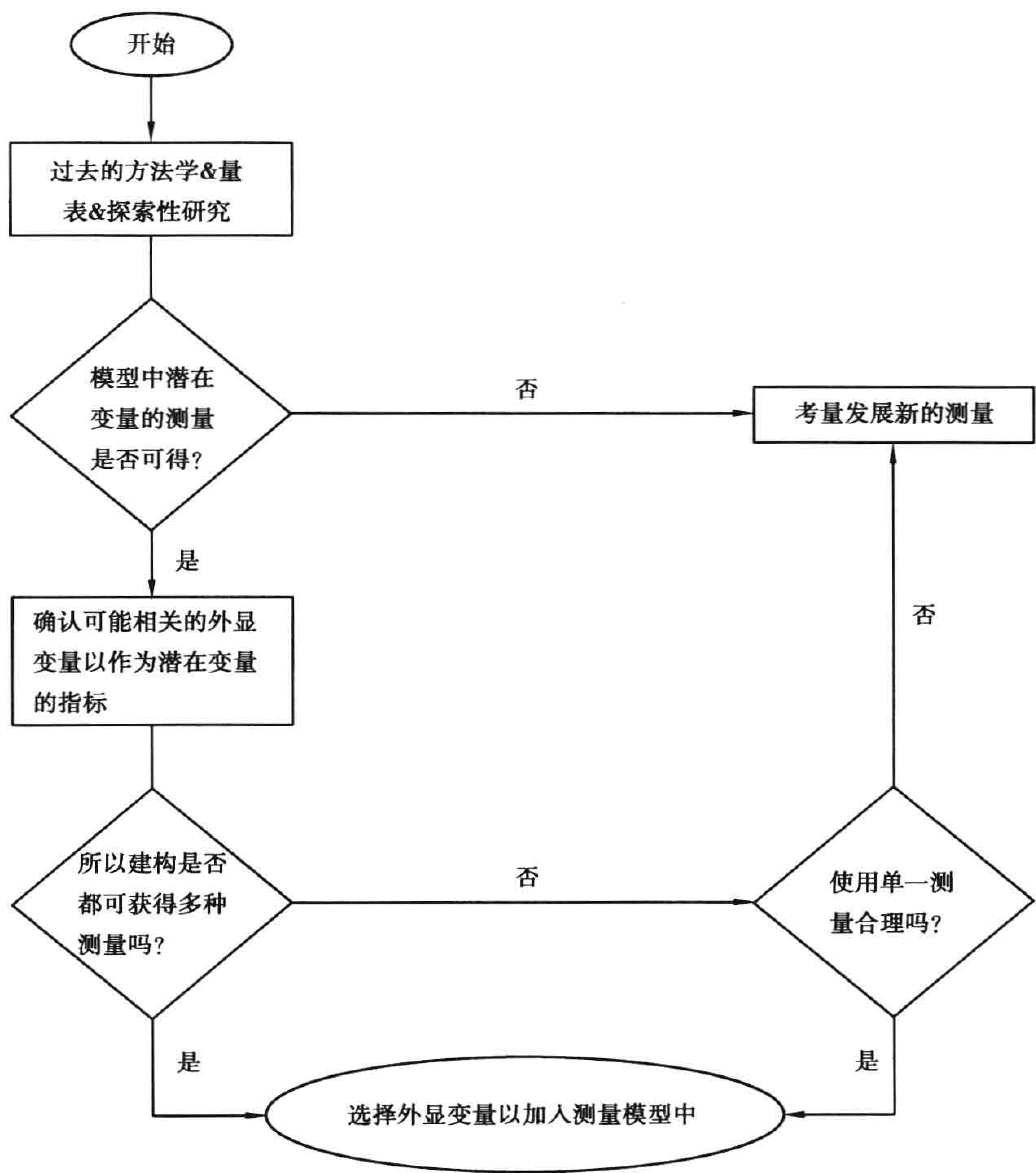


图 1-20 测量模型概念化流程图

数据来源:Diamantopoulos & Siguaw, 2000, p.17

在 SEM 模型的分析步骤上,Bollen 与 Long(1993)从验证性因素分析的观点来看,有下列五个程序:模型的确认(model specification)→模型辨识(identification)→参数估计(estimation)→检验适配度(testing fit)→模型的再确认(respecification)。若是假设模型与观察数据适配良好,则分析程序可以停止;如果假设模型与观察数据没有适配,则借由再确认的程序改善假设模型,直到获得一个较佳的解值。在分析历程中,可以检验偏态与峰度的自由度,以确认观察数据符合多变量正态性的假定。Hair 等人(1998)对于 SEM 模型的分析程序,根据测量模型、结构模型的建构与模型产生的有效性,认为应有下列七个步骤:理论模型架构的建立、建立因素变量间因果关系的路径图、转换因果路径图为结构方程与测量方程、选择分析模型(是相关系数矩阵还是协方差矩阵)、评估模型的鉴定、模型适配标准的评估、模型的解释与修改。

Diamantopoulos 与 Siguaw(2000, p.7)认为 LISREL 模型的分析程序有八个步骤:模型的概念化(model conceptualization)、路径图的建构(path diagram construction)、模型的确认(model specification)、模型的辨识(model identification)、参数的估计(parameter estimation)、模型适配度的评估(assessment of model fit)、模型的修改(如确认要修改,则回到步骤 1 模型的概念化)、模型的复核效化(model cross-validation)。模型的概念化就是依据理论假设或实证证据来发展模型中的潜在变量与其指标变量。模型的确认在于描述估计参数的本质与数目。模型的辨识利用观察数据分析结果资讯,来决定参数估计是否足够,可否根据搜集的观察数据来确认参数的单一值与唯一值。参数的估计在于根据 LISREL 程序执行结果,来判别假设模型隐含的协方差矩阵是否相等于观察或实际的协方差矩阵,所估计的参数是否显著不等于 0。模型适配度的评估要参考不同的适配度指标来进行综合判断,适配度指标允许研究者评估测量与结构模型的品质及完整性,指标值是否支持所提的概念化模型及理论假设。模型的修改最好配合理论基础,不能纯以数据为导向(data-driven),进行暂时性的修饰,重复修改模型,以获得模型能适配观察数据,可能会误用 LISREL 提供修正指标的原意,研究者在进行模型的修正时要格外谨慎。

综合上述学者的看法,一个完整结构方程模型的分析历程可以图 1-21 表示:

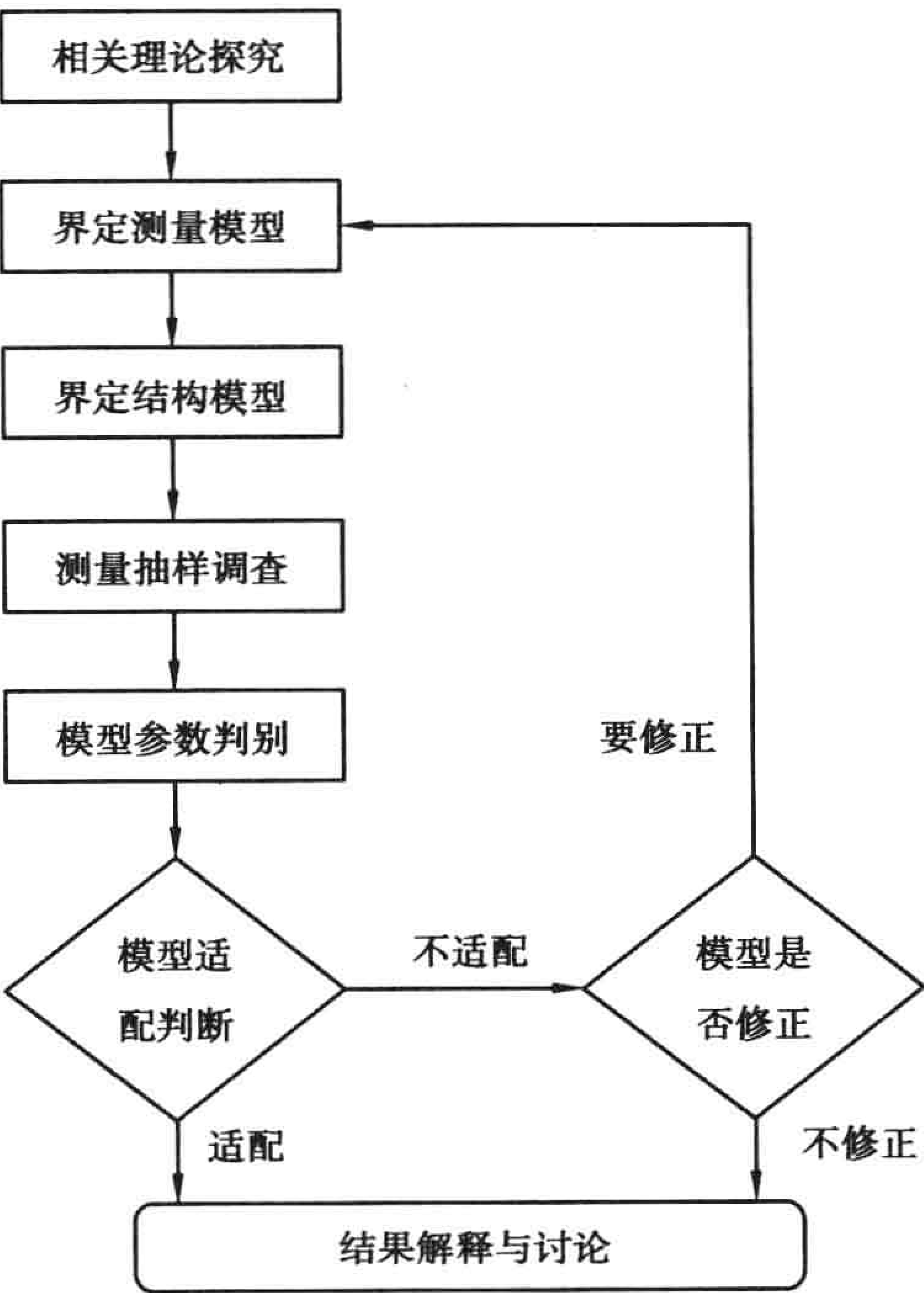


图 1-21 结构方程模型分析的基本程序

1.7 模型的修正

当模型进行参数估计后,发现假设理论模型与观察数据的适配度不佳,研究者可能会对模型进行适当的改变,改变的目的在于模型适配度的改善。模型适配度不佳可能是

因为违反基本分布的假定、有遗漏值或叙列误差的存在、具非线性关系(Kaplan, 1988; 1989)。模型改变针对模型界定(model specification),模型界定就是增列或删除某些参数;而模型的改善指的是模型朝向更佳的适配或成为更简约的模型,可以得到实质的合理的解释。针对初始理论模型进行局部的修改或调整,以提高假设模型的适配度,称为模型修正(model modification),修正完的模型应是合理的、明确的与可完整解释的。模型修正如果没有理论基础,完全是一种受数据驱使(data-driven)的模型修正法,易犯“机遇坐大”(capitalization on chance)的迷思,新的修正模型可能与某些样本特质接近,因而可能需要重新选取样本来检验修正的模型(MacCallum, 1995)。因而已修正过的模型在一个特殊样本中可能适配度很好(甚至完美),但应用于同总体中的另一组样本时,可能出现适配度不足的情形。

在模型参数估计中,有时理论模型与观察数据已经适配,但研究者为了改善适配情形,会想使模型的适配度更佳而达到简化模型的目标,如侦测某些参数来修改模型。但学者研究证实,一个适配良好的模型通常是不稳定的,这些适配良好的模型无法再制于其他样本,也就是原始模型与观察数据契合度良好,但与其他观察数据适配度可能不佳。对此,学者 MacCallum 等人(1992,p. 501)就建议:“当一个初始模型适配良好时,去修正模型使它获得更好的适配度可能是相当不明智的做法,因为修正只是适配了样本微小的独特特质而已。”

模型的修正还要侦测与改正叙列误差,改善模型适配的情形。所谓叙列误差包括模型遗漏了适当的外衍变量、模型所包含的变量间的重要联结路径,或模型中包含不适当的联结关系等。模型修正的程序通常处理的是内在叙列误差(internal specification errors),如遗漏模型变量中重要的参数或包含不重要的参数,至于外在叙列误差(external specification errors),表示研究者的理论或方法上出了问题,单靠模型修正程序也很难使模型适配度变得较好(Gerbing & Anderson, 1984)。为了避免内在叙列误差的产生,在模型概念化的阶段中,重要的是避免遗漏关键的变量。

辨识与更正内部叙列误差的程序,就是一种界定叙列搜寻(specification search)的程序,界定叙列搜寻的最后目的,在于找寻总体中可以明确表示显性变量与潜在变量之间结构关系的模型(MacCallum, 1986)。此种界定叙列搜寻的程序有三点需要加以注意(Diamantopoulos & Siguaw, 2000, p. 103):

1. 数据分析的本质已不再是验证性的(confirmatory),而是变成探索性(exploratory)的。所谓验证性的程序乃是检验先前已决定好的假设初始模型,而探索性的程序指经由界定叙列搜寻过程所衍出的最后模型只是暂时性的而已,而此修正模型必须独立确认,亦即以其他不同样本来重新检验并做效度检验,若是使用相同的数据组来产生模型并进行模型检验,不符合验证性的本质。验证性分析的逻辑是不能以相同的数据来发展一个模型,同时又以此数据来评估模型的适配度(Biddle & Marlin, 1987;Breckler, 1990)。
2. 经由界定叙列搜寻程序所发展的新模型未必与原先所提的初始模型类似或相同,模型的差异度与修正的数目与本质有关,因而理所当然的将新模型视为是可辨识的模型是错误的,使用者必须经由界定叙列搜寻程序来确认模型是否可被辨识,才能进一步对模型进行有意义的参数估计(Long, 1983)。
3. 经由界定叙列搜寻程序,研究者应知道何时开始,更要知悉何时停止,以避免产生

一个过度适配的模型(overfitting model)。如研究者额外增加估计参数,使得:(1)增加的参数相当脆弱,表示参数所代表的效果很微弱,进而无法进行验证;(2)导致标准误显著地膨胀;(3)影响模型中原始的参数估计值,使其变得没有意义或无使用价值(Byrne, 1998)。事实上,估计参数的过度增列,界定叙列搜寻程序的结果,可能会出现一个自由度为0、适配非常完美的饱和模型,但此种完全适配完美的饱和模型是不可能的,且没有实质意义存在,也违反了可证伪性的原则(principle of disconfirmable)。

模型违反了可证伪性的原则,表示模型是不合理的。一个理论是否符合科学的本质,主要关键在于此理论是否可以接受否证的验证,如果一个理论无法否证,只有两种可能,一为它是一种意识形态而非理论,二为此理论根本不存在于这个现实世界情境中。对于SEM而言,一个模型是否可以被否证,在统计的观点上,从模型自由度的有无就可以判别,一个没有自由度的模型,虽然它不是唯一的,因为研究者可以再改变理论模型的方向,让模型成为对等模型,但就统计而言,它的假设是无法检验的。无法检验的假设模型就不具有可证伪性(黄芳铭,2004)。自由度为0、完美适配的路径分析模型在后面的章节中会有范例说明。

参数的调整会影响模型的自由度(复杂度),进而影响卡方值的计算,使得参数的调整除了理论适合性的问题之外,另外掺杂了技术上的不确定性。一般而言,若是研究者移除一个参数的估计,将增加整个模型的自由度,如此将会扩增卡方值,卡方值扩大会造成模型适配度的降低,由于假设模型中使用较少的参数进行估计,较符合模型"精简原则"(愈简单的模型愈佳);相对的,如果研究者减少参数的限制,增加参数的估计,将使模型的自由度变小,造成卡方值也减少的自然倾向,可有效改善模型的适配度,但是,由于模型中有较多的参数估计,违反了精简原则。由此可知,参数的增列或移除,会使得模型精简度(parsimony)与适配度(goodness-of-fit)间呈现互为消长的关系。但是,由于模型修正的主要目的在于改善模型的适配度,因此,一般建议使用者先增加参数的估计,提高模型的适配度之后,再进行参数的删减,以简化模型的复杂度(邱皓政,2005)。

LISREL 模型中可能的模型修正内容如下(Diamantopoulos & Siguaw, 2000, p.104)

表 1-3

	放宽(减少)限制	增加限制
测量模型	放宽测量参数	固定测量参数
结构模型	放宽结构参数	固定结构参数

表1-3中典型的放宽(减少)限制是指将原先模型中设定的固定参数(fixed parameters)改为自由参数,或是取消原先设定为相等的参数,使这些参数以自由参数(free parameters)的方法各自进行估计。而典型的增加限制的设定刚好与上述相反,将原先的自由参数改为固定参数,不进行参数估计(将参数设定为0);将原先各自进行自由估计的两个参数设成相等,以进行参数相等化的估计。所谓自由参数是研究者根据理论而想要去估计的参数,至于所谓的固定参数,是把参数设定成某个固定值(一般皆设定成0或1),而不会去估计的参数。界定叙列搜寻程序时要注意以下几点(Diamantopoulos & Siguaw, 2000,p.106):

1. 与有限制的理论指引(theory-drivern)之有限度的搜寻相比,模型以数据导向式(data-driven)的无限制搜寻较不易成功,因而研究者不能只根据输出报表中的诊

断讯息来作为模型修正的策略，而应适当纳入相关的理论。

2. 在小至中规模的样本中，界定叙列搜寻程序往往会造成模型检验的不稳定，易造成统计结果较大的波动，在相同样本大小的情况下，会出现多种不同的修正方式，如果样本数小于 100，则不宜进行界定搜寻。模型修正时最好采用大样本，但要注意统计检验力过高时模型可能不佳的情况。

3. 在小至中规模的重复样本中，初始模型与修正模型的适配度测量结果可能都会不太稳定，即模型修正会造成模型适配度指标不理性的波动。在此种情况下，如果研究样本够大的话，最好把样本数随机分割为两部分，每一部分均进行模型界定叙列搜寻程序，并进行交叉检验。

4. 模型叙列错误处愈多，则模型界定叙列搜寻结果愈不容易成功，因而研究者在确认初始模型时，必须参阅相关的文献理论，以建构一个完整的假设模型图，同时兼顾测量模型与结构模型的合理性。

5. 在模型界定搜寻过程中，常出现第二类型的错误，即无法拒绝一个有叙列错误的模型，此时研究者应确保样本数足够，足以支持检验模型的统计检验力，不要把一个未达显著的卡方值检验结果作为停止界定搜寻的信号，研究者要避免过度依赖卡方统计量作为模型适配度的唯一检验指标，因为卡方值检验易受样本数大小的影响。

1.8　模型的复核效化

当假设模型经过修正后达成一个较佳的模型（better model）之后，研究者可以进一步以此较佳模型与初始模型进行比较，以获得实质的意义。这个问题就是要关注最后模型的可信度。一个模型若是有用的，那它不仅适用于已知的样本，同样也能适用于其他的样本（Yi & Nassen, 1992）。一种可能的结果是最后发展的模型只适配于一组样本，对于其他样本并不适配，如果模型建构得很理想，应该可以一次又一次地适配相同的数据样本组（Saris & Stronkhorst, 1984）。此种模型交叉验证的过程称为模型的复核效化分析（cross-validation analysis）。复核效化的分析就是测算修改后的较佳模型是否也可适配于来自相同总体的不同样本；进一步的，不同总体的样本是否也可获致理想的适配结果。

如果研究者想要在一对立模型中选取最佳模型（best model），就需要采用复核效化的分析程序，当样本数不大时，研究者所要选取的不是适配最佳的模型，而是最具复核效化的模型（MacCallum *et al.*, 1994）。如果先前建立的对立或竞争模型代表不同的理论，研究者的目的应当选择一个对未来样本具有预测效度的模型，而不是挑选一个最能再制此特定样本结构的模型，因为后面的模型对于来自相同总体的观察数据可能是不适当的（Diamantopoulos & Siguaw, 2000）。

依据学者 Bagozzi 和 Yi（1988, p. 85）的看法，至少有四种情境，需要用到复核效化的程序：

1. 为了确定模型的适配不是特异样本特征（idiosyncratic sample characteristics）所导致的结果，研究者必须将一个模型的评鉴分开来估计以便建立效度时。

2. 当界定搜寻程序或模型探究，是使用一个适配数据的假设修正模型时。

3. 根据现有数据从数个模型中选择一个最适配的模型，且需要检验结果是因“机遇坐大”（capitalization on chance）造成的结果时。

4. 当研究目标在于辨识可以很好预测未来数据的模型时。

根据效度样本(样本是否来自相同的总体或来自不同总体)及模型数目(单一模型或数个模型的比较)来划分复核效化的类型,通常可划分为以下四种,这四种类型也是在协方差结构模型中常见的复核效化的类型(Diamantopoulos & Siguaw, 2000,p. 130)。

表 1-4

		效度样本	
		相同总体	不同总体
模型数目	单一模型	模型稳定	效度延展
	模型比较	模型选择	效度概化

四种类型的模型复核效化说明如下(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

模型稳定(model stability)

模型稳定的目的主要在于评估一个已经适配良好的单一模型,是否被应用在相同总体中的其他样本时也可以适配得很好。模型稳定类型是最基本的复核效化分析的形式,通常它不是从独立样本中选择一组数据,就是将原先总样本数以随机分割或其他方式,将既有的样本数一分为二(其样本数比例为 50∶50)。分割后的样本分别称为校正样本(calibration sample)与效度样本(validation sample),前者是用来建立发展假想的理论模型,而后者则是用来检验前者发展之模型的适当性。这种分割样本的做法前提是需要一个够大的样本,才足以将样本一分为二,一般建议的最小样本数为 300,但如果考量到模型的复杂性,被估计的参数愈多,则需要的样本数可能要愈大(Homburg, 1991)。如 Homburg(1991)研究发现,模型较复杂时,样本数介于 300 至 500 之间,进行复核效化的效果最佳。另一方面,学者 MacCallum 等人(1992)则认为样本人数若没有超过 800 位,进行复核效化的结果会呈现不稳定的状态,此论点与 Homburg(1991)的观点相同,其认为正式的样本分割,所需的样本数愈多,则复核效化会呈现更大的一致性。此外 Bentler(1995, p. 6)对模型复核效化的观点提出以下建议:在数据符合正态分布基本理论时,被估计的自由参数个数与样本数的比例至少为 1∶5,即样本大小至少为自由参数个数的 5 倍,如果数据不是正态分布的,样本数与自由参数的比例至少要在 10∶1 以上才较适当,上述比例值愈大,在参数显著性方面才能获得可信赖的 z 检验值,并提高正确模型评估的卡方分布概率值。

效度延展(validity extension)

效度延展非常类似于模型稳定的评估,其中的差异是效度验证的第二组样本来自不同的总体,也就是在第一个总体观察样本里发展一个适配较佳的模型,然后再随机抽取第二个总体中样本来检验上述的模型是否在此样本中也会得到适配。效度延展的目的在于决定理论模型的效度是否可以扩展到不同的总体,如果可以,表示模型效度延展情形良好。进行效度延展的程序之前,要先建立模型的稳定性,因为若理论模型在同一总体中的样本都无法适配,便无法复制扩展到其他不同的总体。

模型选择(model selection)

模型选择的主要目的在于从数个竞争或对立的模型中,选择一个最佳的模型,而前

述数个竞争或对立的模型需要在同一总体的不同样本间可以再制，均具有模型稳定的特性。模型选择背后的意涵，即是从一组竞争模型中，比较出哪一个假设模型具有较佳而相对大的解释力，而不会考量只选择原先建构的一个模型。在此情况下，如果样本数够大的话，分割样本做法是可行的，因为竞争模型在相同的样本中已被评估过，模型的适当性不会受到样本大小的影响（Yi & Nassen，1992）。对研究者而言，发展不同竞争模型的目的在于选择一个模型，但此模型却不一定是所有模型中最佳的，但它却是可以接受且最能够应用到其他观察数据。当然，若是最适配模型也是最稳定的模型是最好的。不过，若是最佳适配模型无法推论到其他的样本，就表示此一最佳模型是一种特殊样本所界定的，因而其拥有的效度只是一种内在效度，而缺乏外在效度。其实，最好的模型应当同时具备内在有效性与外在有效性，模型选择就是同时考量这两个条件的一种复核效化（黄芳铭，2004）。

效度概念（validity generalization）

效度概念是从不同总体中，具有模型延展的一组竞争模型中，辨识出一个较佳的模型。效度概念是在不同总体中从事模型选择的工作，这和模型选择最大的不同是模型选择是在同一总体中产生。效度概念的逻辑可以下列例子说明：假设有三个竞争模型，A，B，C，经由模型选择程序的过程，在第一个总体中，模型从最好到最差的排序为 B，A，C；在第二个总体中模型复核效化的排列顺序为 C，A，B。虽然模型 A 在总体一和总体二中均不是最佳的模型，但是在总体一中却比模型 C 佳，在总体二中却比模型 B 佳，因而如同时考量两个总体，模型 A 不见得会比模型 B、模型 C 表现差。因而效度概念包含于不同总体中模型选择程序的应用。

复核效化的概念也可以从它使用的复核效化的策略（cross-validation strategy）来考量。MacCallum 等人（1994，p. 13）将复核效化的策略分为三种。

宽松复制策略（loose replication strategy）

宽松复制策略指在校正样本下获得的适配模型，用于效度样本中进行复核效化时，模型界定是相同的，但模型中所有的参数均让其自由估计，允许模型中所有参数在校正样本与效度样本间获得不同的估计，也就是在效度样本中，将模型的参数放宽让其自由估计。

严格复制策略（tight replication strategy）

严格复制策略是在校正样本下获得的适配模型，用于效度样本中进行复核效化时，不仅模型界定是相同的，且模型中所有的固定的参数也必须完全一样，不允许模型中所有参数在校正样本与效度样本间获得不同的估计，也就是在效度样本中模型的参数限制与估计与先前之校正样本下是相同的。

适中复制策略（moderate replication strategy）

适中复制策略指的是已经获得适配的模型，在校正样本中限制某些关键性的参数，如反映测量或结构路径的参数，而允许某些参数如误差方差可以自由估计，模型中限制与放宽的参数在效度样本中部分是相同的，部分是有差异的，因而适中复制策略乃是宽

松复制策略与严格复制策略的一个折衷,又称部分复核效化(partial cross-validation)。

为了进行复核效化的工作,LISREL 会执行多群组样本分析(multi-sample analysis)的程序,此程序功能可以同时适配多组样本,并且可对参数界定恒等限制(invariance constraints),此项又称等化限制(equality constraints)或群组限制(group restrictions),即允许多组样本间的全部或某些参数值设定为相等。LISREL 应用软件在进行多群组样本分析时,其预设的功能是采用严格复制策略,先将多组样本上的所有参数值设定为相同,研究者可根据自己的需求或相关理论、模型修正数据等,改采宽松复制策略或适中复制策略,来逐步放宽某些参数值的估计,以达到多组样本都能适配于同一模型下的目的(余民宁,2006;Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

复核效化的评鉴指标,常用者为 AIC(Akaike information criterion)与 ECVI(expected cross-validation)两个。在数学基础上,AIC 指标是从代表模型适配度的卡方值转换而来的一种基于概率原理的统计数,其公式如下:AIC $=\chi^2-2df$。从模型复杂度来看,模型的自由度愈小,表示估计的参数愈多,模型愈复杂,模型能从 χ^2 值中扣减的数值愈少,AIC 数值增大。因此,两个 SEM 假设模型的比较,AIC 指标值较低者,表示模型的变动性愈低、愈精简,在预测分布(predictive distribution)上的表现较佳,复核效化愈理想。在做模型比较时,AIC 值愈小表示模型愈简约,所以 AIC 指标值可以作为模型的选择之用,所有竞争模型中 AIC 值最小者最具有复核效化。而 ECVI 指标(期望复核效度指标是由 Cudeck 和 Browne(1983)所发展的可以评鉴复核效化适当问题的指标。此指标是基于非中央性参数的估计,所得到的一个用以反映模型估计的波动性之指标。在实际应用上,ECVI 指数反映了在相同的总体之下,不同样本所重复获得同一个理论模型的适配度之期望值。ECVI 值愈小,表示模型适配度的波动性愈小,该理论模型愈好。在 ECVI 指数的判别上,要注意样本的分布,因为 ECVI 值受到样本分布假定的影响相当大,如果样本分布相当偏离正态,这个值的可信度就会减低(黄芳铭,2004;邱皓政,2005)。

两个潜在因素,各有三个指标变量的因素结构,其复核效化的 SIMPLIS 的语法范例如下(将全部样本分割为男生群体与女生群体两个次样本):

```
Group1: 男生群体
Observed Variables: X1 X2 X3 X4 X5 X6
Covariance Matrix: <输入男生群体的协方差矩阵>
Sample Size: 600
Latent Variables: FACT1 FACT2
Relationships:
X1 X2 X3 = FACT1
X4 X5 X6 = FACT2
Group2: 女生群体
Covariance Matrix: <输入女生群体的协方差矩阵>
Sample Size: 650
Options: SC RS ND =3
End of Problem
```

第二章　模型适配度统计量的介绍

适配度指标(goodness-of-fit indices)用于评鉴假设的路径分析模型图与搜集的数据是否相互适配,而不是说明路径分析模型图的好坏,一个适配度完全符合评鉴标准的模型图不一定保证是个有用的模型,只能说研究者假设的模型图比较符合实际数据的现况。当我们讨论到模型的适配(fit),指的是假设的理论模型与实际数据一致性的程度。在模型估计的过程中,假设模型隐含的协方差矩阵$\hat{\Sigma}$,尽可能接近样本协方差矩阵 S,$\hat{\Sigma}$矩阵与 S 矩阵愈接近,表示模型的适配度愈佳。严格上来讲,协方差结构的假设是:$\Sigma = \Sigma(\theta)$,其中Σ矩阵为总体协方差矩阵、$\Sigma(\theta)$矩阵为总体假设模型隐含之协方差矩阵,整体适配度的测量在于帮忙评估这个假设是否成立,如果没有成立,也可以协助测量二者之间的差异。但因为总体的参数Σ矩阵与$\Sigma(\theta)$均无法获得,因而研究便以其相对应的样本数据 S 矩阵与$\Sigma(\hat{\theta})$矩阵(也就是$\hat{\Sigma}$矩阵)来检验估计(Bollen, 1989, p. 256)。适配度指标就是在估量$\hat{\Sigma}$矩阵与 S 矩阵间的紧密性(closeness),紧密性的测量有许多种不同方法。

在推论统计中,会根据变量的属性与其间的关系,选用适当的统计方法,并选定显著水平(一般是使用$\alpha = 0.05$或$\alpha = 0.01$),并决定单侧检验或双侧检验,之后会得到统计量及显著性概率值 p。若是显著性检验概率值 p 小于 0.05,就可拒绝虚无假设,而接受对立假设,形成变量间相关显著,或自变量在因变量上有显著差异,或自变量对因变量有显著的解释力等结论,拒绝虚无假设往往是研究者所期盼的结果。但在结构方程模型检验中,研究者所期望获得的结果是接受虚无假设(不要拒绝虚无假设),因为一个不显著的检验结果,表示此时样本协方差矩阵 S 和假设理论模型隐含的$\hat{\Sigma}$矩阵愈接近,表示理论模型愈能契合实证数据的结构,模型的适配度愈佳。

SEM 模型评鉴的一个重要概念,是 SEM 分析只能用来评估研究者所提的假设理论模型是否适切,但是究竟何者才是真正能够反映真实世界的变量之间关系的模型,这一个结论并不能够从模型评鉴过程中得到答案,因为除了研究者所提出的理论模型之外,同样的一组显性便可能有许多不同模型的组合,这些基于同样观察数据的基础假设模型可能都有理想的适配度,SEM 分析并无法区辨这些计量特征类似理论模型何者为真,使用结构方程模型的研究者不但必须谨记统计方法本身的限制,更必须避免自己陷入过度统计推论的迷思之中(邱皓政,2005)。

在模型适配度的评鉴时,要注意以下几个问题:

1. 适配度指标的优劣并无法保证一个模型是有用的。适配指标所提供的讯息只是告知研究者模型适配度的不足,不能反映模型的可靠程度(Byrne, 1998, p. 119)。
2. 一个模型适配良好并无法证明什么。研究者应该相信还有许多理论模型也可以

适配得很好,甚至在某些案例中可能会适配得更好。事实上,一个适配不佳的指标值可能会提供研究者更多的讯息,它反而是一个比较好得出结论的证据,它的讯息明确告知研究者理论模型无法被观察数据所支持(Darden, 1983, p.28)。

3. 模型适配度的评估应该来自不同的数据源,从不同的观点采用多种准则指标来评估模型的适配度(Byrne, 1998, p.103)。
4. 带有潜在变量的结构方程模型应用于实际世界中时,会表现出某种程度的模糊性,这意谓着某些指标准则会指向接受模型,而其他指标准则会出现模棱两可的情形,甚至呈现拒绝模型的相反结果(Bagozzi & Yi, 1988,p.90)。
5. 最重要的一点是研究者无法对检验结果加以评估和解释,因为此结果好像与研究者建构的理论相分离,或是无法根据研究发现相关连的其他概念或哲学议题来评鉴或解释模型(Bagozzi & Yi, 1988, p.90)。研究者应根据相关的理论,来建构假设模型,之后再参酌适配度系数来进行模型的判断,而不要依据适配系数指标来调整模型,这样才符合科学进步的本意。

在进行模型适配度估计之前,研究者需先检验模型是否违反估计,模型违反估计有以下三种情形(Hair *et al.*, 1998):

1. 出现负的误差方差(negative error variances),此种情形特称为"Heywood 案例"(黑屋案例)。实际情境的误差方差愈小愈好,其最小值为0,表示没有测量误差,如果其值为负数,表示违反估计。因为此时的R^2值大于1,当R^2值大于1时,是不合理的参数。
2. 标准化系数超过或非常接近1(standardized coefficient exceeding or very close to 1.0)(通常可接受的最高门槛值为0.95)。
3. 出现非常大的标准误(very large standard errors)。

上述三种情况的补救,相关学者均提出一些规则及方案,但不是十分明确。如对于Heywood案例的问题,学者Dillon等人(1987)提供一种脊常数(ridge constant)的解决方法,就是将负的误差方差加上一个非常小的正数,如0.001,此种方法也称为平滑程序法。虽然此种方法相当能够符合实际估计程序的要求,但是这样的做法却也混淆了基本的问题。因此,在解释此种结果时,必须对此一方法所造成的影响加以考量。

太大的标准误通常意涵着参数无法估计,主要是因为标准误受到观察变量、潜在变量,或是二者的测量单位以及参数估计的统计量影响。解决不适当解值的方法,如尝试找出可能影响此种结果的有问题变量,之后删除此变量。若是因为样本数不够,可以再增加样本人数;如果理论允许的话,可以增加每一个潜在变量的测量指标数(黄芳铭,2004)。当标准化系数超过1或太接近1时,研究者必须考虑删除其中一个建构(因素),或者是能确认在所有建构中,真正的区别效度(discriminant validity)(鉴别效度)已被建立(Hair *et al.*, 1998)。此观点就是模型的建立必须有相关的理论或经验法则为基础,完全没有理论基础的假设模型是脆弱的、不完整的。

有关模型适配度的评鉴有许多不同主张,但以学者Bogozzi和Yi(1988)二者的论点较为普及,他们认为假设模型与实际数据是否契合,须同时考虑到下列三个方面:基本适配度指标(preliminary fit criteria)、整体模型适配度指标(overall model fit)、模型内在结构适配度指标(fit of internal structuralmodel)。上述整体模型适配度指标,Bogozzi和Yi(1988)又将其细分为绝对适配指标(absolute fit indices)、相对适配指标(relative fit indices)、简约适配指标(parsimonious fit indices)。整体模型适配度的检核可说是模型外在质量的检验,模型内在结构适配度的程度乃代表各测量模型的信度及效度,可说是模型内在品质的检核。此外

学者 Hair 等人(1998)也将整体模型适配度评估分为三类:绝对适配度测量(absolute fitmeasurement)、增值适配度测量(incremental fit measurement)及简约适配度测量(parsimonious fitmeasurement)。Hair 等人也认为在进行模型适配度评估时,最好能同时考虑到以上三种指标,因为当研究者同时考虑到三类指标时,对模型的可接受性或拒绝比较能够产生共识的结果。而学者 Diamantopoulos 与 Siguaw(2000)二人认为模型适配度的评估方面要从四个方面考虑:整体适配度评估(overall fit assessment)、测量模型的评估(assessment of measurement model)、结构模型的评估(assessment of structural model)、统计检验力的评估(power assessment)。其中整体适配度评估包括绝对适配指标值、相对适配指标值、简约适配指标值的检核,是模型外在质量的检核;而测量模型评估及结构模型的评估代替的是模型基本适配度指标与模型内在适配度指标的评估。

2.1 模型基本适配指标

在模型基本适配指标检证方面,Bogozzi 和 Yi(1988)提出以下几个项目:

1. 估计参数中不能有负的误差方差,即 θ_ε 与 θ_δ 矩阵元素中没有出现负数,且达到显著水平。
2. 所有误差变异必须达到显著水平(t 值 >1.96)。
3. 估计参数统计量彼此间相关的绝对值不能太接近 1。
4. 潜在变量与其测量指标间之因素负荷量(Λ_X、Λ_Y)值,最好介于 0.50 至 0.95 之间。
5. 不能有很大的标准误。

当违反这几项标准时,表示模型可能有叙列误差、辨认问题或数据输入有误,此时研究者最好重检核模型参数的叙列是否有意义,同时检查语法程序是否与假设模型路径图一致(Bogozzi & Yi, 1988)。

2.2 整体模型适配度指标(模型外在质量的评估)

SIMPLIS 格式报表或 LISREL 的输出报表中,均会呈现"Goodness of Fit Statistics"的数据,此数据中包含各种模型整体适配度的指标值,这些指标值皆是根据实际数据得到的相关系数矩阵或方差协方差矩阵(简称 S 矩阵)与假设理论模型推导出之相关系数矩阵或方差协方差矩阵(简称 $\hat{\Sigma}$ 矩阵)的差异,所估算出来的统计值。

模型整体适配度指标输出格式范例如下:

Goodness of Fit Statistics【适配度统计量指标】
Degrees of Freedom = 14【自由度等于 14】
Minimum Fit Function Chi-Square = 18.48 (P = 0.19)【最小适配函数卡方值】
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 18.31 (P = 0.19)【正态化最小平方加权卡方值,显著性概率值 p = 0.19 > 0.05】
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 4.31【非集中化参数估计值 - NCP】
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 19.56)【NCP 值 90% 的置信区间】
Minimum Fit Function Value = 0.062【最小适配函数值】

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.014【总体差异函数值 - F0】
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.065)【F0 值 90% 的置信区间】
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.032【渐进残差均方和平方根 - RMSEA 值】
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.068)【RMSEA 值 90% 的置信区间】
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.76【RMSEA 值显著性检验】
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.21【期望跨效度指数-ECVI 值】
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.19 ; 0.26)【ECVI 值 90% 的置信区间】
ECVI for Saturated Model = 0.24【饱和模型的 ECVI 值】
ECVI for Independence Model = 3.90【独立模型的 ECVI 值】
Chi-Square for IndependenceModel with 28 Degrees of Freedom = 1151.52【有 28 个自由度之独立模型的卡方值】
Independence AIC = 1167.52【独立模型的 AIC 值】
Model AIC = 62.31【理论模型的 AIC 值】
Saturated AIC = 72.00【饱和模型的 AIC 值】
Independence CAIC = 1205.15【独立模型的 CAIC 值】
Model CAIC = 165.79【理论模型的 CAIC 值】
Saturated CAIC = 241.34【饱和模型的 CAIC 值】
Normed Fit Index (NFI) = 0.98【NFI 值】
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.99【NNFI 值】
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.49【PNFI 值】
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00【CFI 值】
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00【IFI 值】
Relative Fit Index (RFI) = 0.97【RFI 值】
Critical N (CN) = 472.44【CN 值】
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.13【RMR 值】
Standardized RMR = 0.030【SRMR 值】
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98【GFI 值】
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.96【AGFI 值】
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.38【PGFI 值】

一般而言,在检验整体模型适配度指标时,学者 Hair 等人(1998)建议,应先检核模型参数是否有违规估计现象。可从下列三方面着手:(1)有无负的误差方差存在;(2)标准化参数系数是否≥1;(3)是否有太大的标准误存在。如果模型检核结果没有违规估计现象,则可以进行整体模型适配度的检验。

绝对适配统计量

卡方值

卡方值(χ^2)愈小表示整体模型之因果路径图与实际数据愈适配,越不显著($p > 0.05$)的卡方值表示模型之因果路径图模型与实际数据不一致(discrepancy)的情形愈小,当 χ^2 值为 0 时,表示假设模型与观察数据十分适配。而一个显著的 χ^2 值,表示理论模型估计矩阵与观察数据矩阵间是不适配的,饱和模型(Saturated model)是假定模型完全适配样本数据的模型,因而其 χ^2 值为 0。但卡方值对受试样本的大小非常敏感,

样本数愈大，则卡方值愈容易达到显著，导致理论模型遭到拒绝的概率愈大，χ^2 值检验最适用的样本数为100 至200 位之间，如果是问卷调查法，通常样本数均在200 位以上。整体模型是否适配须再参考样本大小。学者 Rigdon(1995)认为，使用真实世界的数据来评鉴理论模型时，χ^2 统计通常实质的帮助不大，因为 χ^2 值受到估计参数及样本数影响很大。估计的参数愈多(自由度愈大)，影响假设模型的变因愈多，假设模型适配度不佳的情形就愈明显；而样本数愈大，往往造成卡方值变大，此时很容易拒绝虚无假设，接受对立假设，表示假设模型的协方差矩阵与观察数据间是不适配的。模型参数愈多，所需的样本数就愈多，若是在一个模型大而样本小的状态下，χ^2 检验的问题就会更严重。

在 SIMPLIS 报表中，第一行会呈现模型的自由度(degrees of freedom)，第二行为"最小适配函数卡方值"(minimum fit function Chi-Square)，它的值等于 $(N-1)F_{min}$，其中 N 为样本数，而 F_{min} 是使用 ML 法或 GLS 法等估计模型后聚合的适配函数值。卡方统计量以传统的协方差结构之测量方法来评估整体模型的适配度，以提供完美适配的检验——虚无假设模型完美地适配总体数据。一个统计显著的卡方值应该拒绝虚无假设，表示不完善的模型适配，进而拒绝假设的理论模型。卡方统计量的虚无假设如下：$H_0: S = \hat{\Sigma}$ 或 $H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$，其相对的自由度等于 $\frac{k(k+1)}{2} - t$；其中 k 是观察变量的数目，而 t 是估计参数的数目。

卡方值统计值对于样本总体多变量正态性(特别是极端峰度时)、样本大小特别敏感。而卡方值的基本假定中，假设模型完美适配总体的分布，因而卡方值可作为模型适配(goodness-of-fit)或不适配(badness-of-fit)的检验统计量。一个很大的卡方值反映出模型适配不佳，一个小的卡方值反映出模型适配度良好。对于卡方值的大小，模型的自由度则提供了一个重要的标准。实际上，研究者使用的是样本数据，而非总体数据，因此卡方值很容易偏离正态分布的基本假设(大部分的量化研究均采用样本数据)，尤其是在小样本时，卡方值对模型与数据间缺乏适配的程度便非常敏感，假设理论模型与实际数据差异愈大，$\Sigma \neq \Sigma(\theta)$。在此种情境下，检验统计的卡方值不再是 χ^2 分布，而是呈现一种非集中化的 χ^2 分布，此分布具有非集中化的参数(noncentrality parameter, NCP 值)λ，λ 值反映的是 Σ 与 Σ(θ)间的差异值，当此差异值愈大，表示虚无假设愈偏离真正的对立假设，模型的卡方值愈大，显示理论模型与数据间愈不适配。NCP 值等于"正态化最小平方加权卡方值"(Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square)与模型自由度的差值，NCP 值90%的置信区间(90 percent confidence interval)如包括0 在内，表示检验结果未达显著水平，应该接受虚无假设——理论模型与实际数据可以适配(Diamantopoulos & Siguaw, 2000；余民宁，2006)。上述报表中的卡方值有两行，一为"Minimum Fit Function Chi-Square = 18.48 (P = 0.19)(最小适配函数卡方值)"，此为假设值；另一行为"Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 18.31 (P = 0.19)(正态化最小平方加权卡方值，显著性概率值 $p = 0.19 > 0.05$)"，为模型契合度的卡方值，研究者应该查看此行中的数据。其中 χ^2 值等于18.31，显著性概率值 $p = 0.19 > 0.05$ 未达显著水平，接受虚无假设，假设模型与观察数据间适配情况佳，二者有良好的契合度。

如采用最大概似法(ML 法)与 GLS 来估计参数，其 F 值与 χ^2 值计算公式如下：

$$\text{ML 的 } \chi^2 = (n-1)F(S;\hat{\Sigma})$$

$$\text{GLS 的 } \chi^2 = (n-1)F_{GLS}$$

$$F(S;\hat{\Sigma}) = tr(S\hat{\Sigma}^{-1}) + \log|\hat{\Sigma}| - \log|S| - P$$

上式中，p 为测量变量的数目，$\hat{\Sigma}$为估计样本的协方差矩阵，当假设模型隐含的协方差矩阵与观察数据矩阵完全契合时，$\hat{\Sigma}$矩阵的对数值与 S 矩阵的对数相减为 0，而 $tr(S\hat{\Sigma}^{-1})$则为 tr(I)，解开后的数值等于 p，因此 $tr(S\hat{\Sigma}^{-1}) - p$ 的值也等于 0，使得 $F(S;\hat{\Sigma})$的值为 0。由于 $F(S;\hat{\Sigma})$是基于概率原理的非线性函数，不容易获得参数解，因此需仰赖迭代的程序来获得参数最后估计值（邱皓政，2005）。

$F_{GLS} = \frac{1}{2}tr[(S-\hat{\Sigma})S^{-1}]^2$，tr[·]是矩阵内对角线元素之和。

卡方自由度比

假设模型的估计参数愈多，自由度愈大；而样本数愈多，卡方值也会随之扩大，若同时考虑到卡方值与自由度大小，则二者的比值也可以作为模型适配度的指标。卡方自由度比值（$=\chi^2 \div df$）愈小，表示假设模型的协方差矩阵与观察数据间愈适配，相对的，卡方自由度比值愈大，表示模型的适配度愈差。一般而言，卡方自由度比值小于 2 时，表示假设模型的适配度较佳（Carmines & McIver, 1981）。卡方自由度比也称为规范卡方（Normed chi-square，NC），此指标提供两种模型来评鉴不适当的模型：(1)当其值小于 1.00时，表示模型过度适配，即该模型具有样本独异性；(2)当模型值大于 2.0 或 3.0，较宽松的规定值是 5.0，则表示假设模型尚无法反映真实观察数据，即模型契合度不佳，模型仍须改进。很明显地，卡方自由度比由于使用卡方值作为分子，仍然受到样本大小的影响，同时也无法更正过多的统计检验力问题（黄芳铭，2004）。NC 指标值适用于辨认下列两种不适当的模型：一为某种靠机运产生的过度辨识模型；二为某种无法契合实证数据而需要修改的模型。事实上，NC 指标值也像卡方值一样，容易受到样本大小的影响，在判别模型是否可以接受时，最好还是参考其适配度指标值，进行综合的判断（Hayduk, 1987; Wheaton, 1987）。

范例中自由度等于 14、χ^2值等于 18.31，卡方自由度比之 NC 值等于 $18.31 \div 14 = 1.31$，达到模型可以接受的标准。

RMR & SRMR & RMSEA

评估 LISREL 模型，基本上有四种残差值的差异型态（Cudeck & Henly, 1991）：

(1)如果模型接近于实际情况，一个假设模型无法完美地适配总体，总体适配的不足是由于总体协方差矩阵（Σ矩阵）与基于总体假设模型隐含之协方差矩阵（$\Sigma(\theta)$矩阵）之间的差异值（$=\Sigma$ 矩阵 $-\ \Sigma(\theta)$ 矩阵），此种差异值称为近似差异值或近似误（discrepancy of approximation），事实上由于Σ与 θ 无法得知，因而此种近似差异值无法正确决定，它只存于理论概念中，事实上无法得知。

(2)由于总体的性质无法得知，因而只能以样本数据来代替，即以样本协方差矩阵（S 矩阵）与样本模型隐含的协方差矩阵（$\hat{\Sigma}$矩阵）来代替上述总体的数据。其中$\hat{\Sigma}$矩阵 $=\Sigma(\hat{\theta})$矩阵，样本模型适配度的不足是由于样本协方差矩阵（S 矩阵）与基于样本假设模型隐含之协方差矩阵（$\hat{\Sigma}$矩阵）之间的差异值（=S 矩阵 $-\ \hat{\Sigma}$矩阵），此种差异值称为样本差异值（sample discrepancy）。在 LISREL 输出的适配残差协方差矩阵中的残差差异值，即为样本差异值，若是样本数据所得之 S 矩阵与样本模型隐含之$\hat{\Sigma}$矩阵的差异值很小，表示假设模型与实际数据的适配度较佳。

(3)基于总体假设模型隐含之协方差矩阵（$\Sigma(\theta)$ 矩阵）与基于样本假设模型隐含之

协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)之间的差异值($=\Sigma(\theta)$矩阵$-\hat{\Sigma}$矩阵),此种差异值代表实际参数的数值与从某一样本获得之参数估计值间的适配不足程度,此种差异值称为估计差异值(discrepancy of estimation)。

(4)为近似差异值($=\Sigma$矩阵$-\Sigma(\theta)$ 矩阵)与估计差异值($=\Sigma(\theta)$矩阵$-\hat{\Sigma}$矩阵)的和($=\Sigma$矩阵$-\Sigma(\theta)$矩阵$+\Sigma(\theta)$矩阵$-\hat{\Sigma}$矩阵$=\Sigma$矩阵$-\hat{\Sigma}$矩阵),表示总体协方差矩阵(Σ矩阵)与基于样本适配模型隐含之协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)之间的差异值,此差异值称为整体差异值(overall discrepancy)。

RMR 为残差均方和平方根(root mean square residual),即从适配残差的概念而来,所谓适配残差矩阵是指数据样本所得之方差协方差矩阵(S 矩阵)与理论模型隐含之方差协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)的差异值,矩阵中的参数即是适配残差(fitted residual)。当 S 矩阵与$\hat{\Sigma}$矩阵的差异值很小时,表示实际样本数据与假设模型契合,此时的适配残差值会很小。把残差值转换成平均数等于 0、标准差等于 1 的数值,称为标准化残差值(standardized residuals)。若单独以标准化残差值来解释模型的适配度,则当标准化残差值的绝对值大于 2 以上时,模型缺乏适配(Stevens, 1996)。

RMR 值等于适配残差(fitted residual)方差协方差的平均值之平方根。由于 RMR 值是一个平均残差的协方差,指标值很容易受到变量量尺单位的影响,常呈现数据大小不一的情形,因而没有一个绝对的门槛来决定其数值多少为可以接受的。但就适配残差值的观点来看,模型要能被接受,RMR 值要愈小愈好,愈小的 RMR 值表示模型的适配度愈佳,一般而言,其值在 0.05 以下是可接受的适配模型。

为了克服以上残差值未标准化,造成 RMR 指标值数据大小不一的现象,将残差标准化,以使残差值不受测量单位尺度的影响,即成为标准化残差均方和平方根(standardized root mean square residual, SRMR),SRMR 值为平均残差协方差标准化的总和,其值的范围介于 0 至 1 间,数值愈大表示模型的契合度愈差,其值为 0 时,表示模型有完美的契合度,一般而言,模型契合度可以接受的范围在 0.05 以下。

RMSEA 为渐进残差均方和平方根(root mean square error of approximation),其概念与 NCP 值类似,都是根据上述近似差异值($=\Sigma$矩阵$-\Sigma(\theta)$ 矩阵)的概念而估算出来的。其意义是每个自由度之平均Σ与$\Sigma(\theta)$间差异值(discrepancy),由于考虑到自由度,因此可将模型的复杂度也列入考虑。RMSEA 值通常被视为是最重要的适配指标讯息,其公式如下:

$$\text{RMSEA}=\sqrt{\frac{F_0}{df}}$$

上述公式中的F_0为总体差异函数值(population discrepancy function value),表示一个模型被用来适配总体协方差矩阵Σ时之适配函数的估计值。当模型完全适配时,总体差异函数值 F_0等于 0,此时 RMSEA 值等于 0。RMSEA 为一种不需要基准线模型的绝对性指标,其值愈小,表示模型的适配度愈佳。一般而言,当 RMSEA 的数值高于 0.10 以上时,则模型的适配度欠佳(poor fit);其数值 0.08 至 0.10 之间则是模型尚可,具有普通适配(mediocre fit);在 0.05 至 0.08 之间表示模型有合理适配(reasonable fit);其数值小于 0.05 表示模型适配度非常良好(good fit)(Browne & Cudeck, 1993)。此外,Sugawara 与 MacCallum(1993)二人认为 RMSEA 值在 0.01 以下时,代表模型有相当理想的适配(outstanding fit);Steiger(1989)认为 RMSEA 值小于 0.05 时,表示模型有良好的适配;

Byrne(1998)指出 RMSEA 值若高于 0.08 表示在总体中有一合理的近似误差存在。MacCallum 等人(1996)则进一步提出 RMSEA 的分割点(cut-points),其认为 RMSEA 值介于0.08 至0.10 之间,模型还是普通适配,但 RMSEA 值超过0.10 时,模型呈现不良的适配(poor fit)。

学者 Hu 与 Bentler(1999)建议模型适配度可以接受的范围为 RMSEA 数值低于0.06;McDonald 与 Ho(2002)以 RMSEA 数值等于0.08,认为是模型契合度可以接受的门槛,其数值若小于0.05,表示模型的适配度良好。与卡方值相较,RMSEA 值较为稳定,其数值的改变较不受样本数多寡的影响,因而在模型契合度的评鉴时,RMSEA 值比其他指标值为佳(Marsh & Balla, 1994)。最近研究指出,RMSEA 值如使用于小样本时,其指数反而有高估现象,使得假设模型的适配度呈现为不佳的模型(Bentler & Yuan, 1999)。

GFI&AGFI

GFI 表示:观察矩阵(S 矩阵)中的方差与协方差可被复制矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)预测得到的量,其数值是指根据"样本数据之观察矩阵(S 矩阵)与理论建构复制矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)之差的平方和"与"观察之方差"的比值(余民宁,2006)。GFI 值愈大,表示理论建构复制矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)能解释样本数据之观察矩阵(S 矩阵)的变异量愈大,二者的契合度愈高。GFI 数值介于0~1,其数值愈接近1,表示模型的适配度愈佳;GFI 值愈小,表示模型的契合度愈差,一般的判别标准为:GFI 值大于0.90 表示模型路径图与实际数据有良好的适配度。GFI 值相当于复回归分析中的决定系数(R^2),R^2 值愈大,表示可解释变异量愈大。在 SEM 分析中,GFI 值可认为是假设模型协方差可以解释观察数据协方差的程度。

GFI 的定义公式如下:

$$GFI = 1 - \frac{F(S;\hat{\Sigma})}{F(S;\hat{\Sigma}(0))},\text{公式类似于} = 1 - \frac{ERROR_{VAR}}{TOTAL_{VAR}}$$

定义中的 GFI 值相当于 Specht(1975)所提出的一般化复相关系数(generalized multiple correlation coefficient),此系数类似复回归中决定系数(coefficient of determination)的概念,表示全部 S 的变异量与协方差能够被 Σ 解释的部分,因而相当于复回归分析中的 R^2。其中 $F(S;\hat{\Sigma}(0))$ 是所有参数皆为0 时之虚无模型(null model)的适配函数值。

AGFI 为调整后适配度指数(adjusted goodness-of-fit index)。调整后的 GFI 值不会受单位影响,其估计公式中,同时考虑到估计的参数数目与观察变量数,它利用假设模型的自由度与模型变量个数之比率来修正 GFI 指标。其公式如下:

$$AGFI = 1 - (1 - GFI)\left[\frac{(p+q)(p+q+1)}{df}\right],$$

也可以表示如下:

$$AGFI = 1 - (1 - GFI)\left[\frac{k+(k+1)}{2df}\right],$$

k 表示模型中变量的数,*df* 表示模型的自由度,AGFI 值调整了 GFI 值中的自由度,导致模型中有较多的参数但有较低的指标值。这个调整数值的背后,呈现可以再制 S 矩阵,并可增加较多估计参数至模型中。当 S 矩阵正确完整地被再制,所呈现的最终模型是"刚好辨识模型"(Stevens, 1996)。

GFI 值愈大,则 AGFI 值也会愈大,AGFI 数值介于0~1 间,数值愈接近1,表示模型

的适配度愈佳。一般的判别标准为AGFI值大于0.90,表示模型路径图与实际数据有良好的适配度(Hu & Bentler, 1999)。学者Bollen与Long(1993)更认为应提高到0.92以上。在模型估计中,AGFI估计值通常会小于GFI估计值。AGFI值相当于复回归分析中的调整后的决定系数(adjusted R^2),因而AGFI值会同时考虑估计参数的多少,估计参数愈多,AGFI值相对的就会变得较大,得到假设模型的适配度更佳的结论。至目前为止,并没有GFI与AGFI两个指标值的统计概率分布,因而无法对这两个指标值进行显著性的检验。

ECVI

ECVI为期望跨效度指数(expected cross-validation index)。在NCP与RMSEA指标值中,皆是以近似误差值的理念来推导其公式,此近似误差值为总体的协方差矩阵(Σ)与总体假设模型导出之协方差矩阵$\Sigma(\theta)$的差异值。但ECVI值关注的是整体误差值(overall error),整体误差值表示总体协方差矩阵(Σ)与模型适配样本隐含之协方差矩阵$\hat{\Sigma}$的差异。ECVI值主要功能在于探究从同一总体中,抽取同样大小的样本数,检验同一个假设模型是否具有跨效度的效益(理论模型可以适配),它所测量分析的是从分析样本的适配协方差矩阵与从其他大小相同之样本所获得的期望协方差矩阵(expected covariance matrix)的差异值(Byrne, 1998)。因而ECVI值在模型整体适配度评鉴上是一个有用的指标值。

ECVI的公式如下:

$$\mathrm{ECVI}=\frac{\chi^2}{N-1}+\frac{2t}{N-1}$$,其中t为模型中自由参数的个数。

在实务应用上,ECVI值不像其他指标值一样,在模型的适配方面有一个固定的数值可供判别模型是否被接受,ECVI值主要作为诊断模型之复核效度用,常用于假设模型与独立模型(independence model)及饱和模型(saturated model)模型间的比较。所谓独立模型是指假设所有变量间完全独立,所有观察变量间彼此间完全没有相关,此种模型是限制最多的模型,又称为虚无模型(null model),表示此种模型在行为及社会科学领域中实际上是不存在的,是研究者构拟的一个假设理论模型。独立模型有k个参数,$\frac{k(k-1)}{2}$个自由度,其中k为观察变量的数目。所谓饱和模型是指待估计的参数完全等于观察变量间方差及协方差的数目,它有$\frac{k(k-1)}{2}$个参数,模型的自由度等于0,在路径分析中,卡方值会等于0,因而模型是一种刚好辨识(just-identified)的模型,此模型即为饱和模型(Medsker *ed al.*, 1994)。一个待检验的假设理论模型之ECVI值会落于独立模型的ECVI值与饱和模型的ECVI值之间,因而假设理论模型之ECVI值可与独立模型的ECVI值及饱和模型的ECVI相互比较,以作为模型选择之用。

构成模型的结构方程式数目如果正好等于未知数,则模型只有唯一解值,此模型会提供独特一组解答(如一套路径系数),以能够完全地重制相关系数矩阵,所以模型是"刚好辨识"的模型。SEM鉴定中一个必要但非充分条件,是研究者在协方差矩阵中,不可能估计超过独特元素的参数个数,若是p为观察变量的数目,t值为模型中自由估计参数的数目,$t<\frac{p(p+1)}{2}$,就可能获得唯一解值,但会造成过度辨识(over identified)的情形,过

度辨识的数学运算类似方程式数目多于未知数的数目；$t=\frac{p(p+1)}{2}$，则模型一定可以获得唯一解值，且模型与观察数据间会呈现最完美的适配（perfect fit），此种完美适配的饱和模型，由于卡方统计量为0，因而无法进行模型适配度的检验；$t>\frac{p(p+1)}{2}$，则会造成模型"无法辨识"或"辨识不足"（underidentified or unidentified），辨识不足的数学运算类似方程式数目少于未知数的数目，在模型辨识不足的情况下，模型中的参数无法进行估计。上述模型辨识法则，就是学者 Bollen（1989）所提的模型鉴定 t 规则（t-rule）。

ECVI 值愈小，表示不同组样本间一致性愈高。由于 ECVI 值无法检验其显著性，因而常使用于不同模型间适配度之比较。ECVI 通常用于不同模型的选择，一般而言其值愈小愈好，但如果 ECVI 值不是用在模型选择之中，一般以下列方法来判断接受或拒绝模型，即理论模型的 ECVI 值小于饱和模型的 ECVI 值，且理论模型的 ECVI 值也小于独立模型的 ECVI 值时，就可接受理论模型，否则就应拒绝理论模型。另外一个辅助的判别是查阅 ECVI 值 90% 的置信区间，如果理论模型的 ECVI 值落入置信区间，表示模型可以被接受。当一个假设模型具有良好的 ECVI 值，表示理论模型具有预测效度，即此假设模型能应用到不同的样本（黄芳铭，2004；2005）。

NCP & SNCP

NCP 为非集中性参数（non-centrality parameter），是一种替代性指标（alternative index），这种指标对于模型契合度的检验并非针对假设模型导出之矩阵与数据所得矩阵是否相同这一个虚无假设进行检验，因为观察数据本身是否能够反映真实变量的关系无法确定。替代指标不再关注于虚无假设是否成立，而是去直接估计理论模型与由抽样数据导出的卡方值的差异程度（邱皓政，2005）。NCP 值的目的在于减低样本数对 χ^2 统计的影响，其数值估算公式如下：$NCP=\chi^2-df$。统计理论认为此种非集中性参数指标能够减低样本大小对卡方值的影响，但是，这种指标值依然根据原始的样本数来计算。所以统计学者再度发展量尺非集中性参数（scaled non-centrality parameter，SNCP）。SNCP 值的估算公式如下：$SNCP=(\chi^2-df)\div N$（黄芳铭，2005）。NCP 与 SNCP 值的目标均在于使参数值最小化，其值愈大，表示模型的适配度愈差，当 NCP（SNCP）的值为 0 时，表示模型有完美的契合度，在 LISREL 报表中，也呈现 NCP 值 90% 的置信区间，若是此置信区间包含 0 值，表示模型有不错的适配度。由于 NCP（SNCP）无统计检验准则作为判别依据，一般皆用于模型的选择，NCP（SNCP）值较小者，理论模型较优。

增值适配度统计量

增值适配指标、比较适配指标、相对适配指标与规准指标等多是衍生指标，也是比较性适配指标，一般典型使用的此种指标的基准线模型（baseline model）是假设所有观察变量间彼此相互独立，完全没有相关（变量间的协方差假设为 0），此种基准线模型就是独立模型，又称虚无模型。增值适配度统计量通常是将待检验的假设理论模型与基准线模型的适配度相互比较，以判别模型的契合度。

基准线比较（baseline comparisons）指标参数

NFI 为规准适配指数（normal fit index），又称 Delta1（Δ1）指标。

RFI为相对适配指数(relative fit index),又称rho1(ρ1)指标。

IFI为增值适配指数(incremental fit index),又称Delta2(Δ2)指标。

TLI为非规准适配指数(Tacker-Lewis index = non-normal fir index);简称NNFI,又称rho2(ρ2)指标。

CFI为比较适配指数(comparative fit index)。

TLI指标用来比较两个对立模型之间的适配程度,或者用来比较所提模型与虚无模型之间的适配程度,TLI指标经过量化后的数值,介于0(模型完全不适配)到1(模型完全适配)之间,此指标又称为非规准适配指标(NNFI),它是修正NFI的计算公式(即把自由度或模型复杂度考虑在内,亦即,自由度也作为模型复杂度的测量指标之一),而NFI值则是用来比较某个所提模型与虚无模型之间的卡方值差距,相对于该虚无模型卡方值的一种比值。至于CFI指标值则是一种改良式的NFI指标值,它代表的意义是在测量从最限制模型到最饱和模型时,非集中参数(non-centrality parameter)的改善情形,并且以非集中参数的卡方分布(自由度为k时)及其非集中参数来定义(余民宁,2006;Bentler & Bonett,1980)。在LISREL的报表中,输出的适配表数据,呈现的是NNFI值(Non-Normed Fit Index),以取代TLI指标值。

NFI值的估算公式如下:

$$\text{NFI} = \frac{\chi^2_{null} - \chi^2_{test}}{\chi^2_{null}}$$

NNFI值的估算公式如下:

$$\text{NNFI} = \left[\frac{\dfrac{\chi^2_{null}}{df_{null}} - \dfrac{\chi^2_{test}}{df_{test}}}{\dfrac{\chi^2_{null}}{df_{null}} - 1}\right]$$

IFI值的估算公式如下:

$$\text{IFI} = \frac{\chi^2_{null} - \chi^2_{test}}{\chi^2_{null} - df_{test}}$$

上述公式中df_{null},df_{test}分别表示虚无模型与假设模型的自由度;而χ^2_{null},χ^2_{test}分别代表虚无模型与假设模型的卡方值。

NFI与NNFI是相对性指标值,反映了假设模型与一个观察变量间没有任何共变假设的独立模型的差异程度。研究发现,在小样本与大自由度时,对于一个契合度理想的假设模型,以NFI值来检核模型契合度会有低估的现象。因此,学者另外提出了NNFI指数,此指标考虑了自由度的影响,二者的关系,类似GFI与其调整指标值AGFI。由于NNFI值对自由度加以调整,使得其值的范围可能超出0与1之间,所以NNFI值的波动性较大;同时,NNFI值系数值可能会较其他指标值来得低,出现在其他指标值显示假设模型是契合的状态下,NNFI值反而显示理论模型适配不理想的矛盾现象(邱皓政,2005)。

其中NFI值、RFI值、IFI值、CFI值、TLI值大多介于0与1之间,愈接近1表示模型适配度愈佳,指标值愈小表示模型契合度愈差,其中TLI值(NNFI值)、CFI值、IFI值可能大于1。学者Bentler(1995)研究发现:即使在小样本情况下,CFI值对假设模型契合度的估计仍然十分稳定,CFI指标值愈近1,表示越能够有效改善非集中性的程度(noncentrality)。一般而言,上述五个指标值用于判别模型路径图与实际数据是否适配的

判别标准均为0.90以上。学者Hu与Bentler(1999)指出,如果RFI值大于或等于0.95,则模型的适配度相当完美。

简约适配统计量

AIC& CAIC

AIC为Akaike讯息效标(Akaike information criteria),它试图把待估计参数的个数考虑进评估模型适配程度的概念中,以用来比较两个潜在变量数量不同的模型之精简程度(余民宁,2006)。其估算公式有两种:

$$AIC = \chi^2 + 2 \times \text{模型中自由参数的个数}$$

$$AIC = \chi^2 - 2 \times \text{模型中的自由度}$$

AIC值的概念与PNFI值的概念类似,在进行模型适配度的检验时,期望其数值愈小愈好,如果接近0,表示模型的契合度愈高且模型愈简约。AIC值的数值愈小表示模型的适配度愈佳,它主要的功能是用于数个模型的比较。与AIC指标相同性质的评鉴指标,还包括BCC,BIC,CAIC指标(consistent Akaike information criterion; CAIC),CAIC指标是AIC指标的调整值,其指标是将样本大小的效果(sample size effect)也考虑到估算公式中。在判断假设模型是否可以接受时,通常采用理论模型的AIC值必须比饱和模型以及独立模型的AIC值还小;假设模型的CAIC值必须比饱和模型以及独立模型的CAIC值还小。若用作模型选择时,则应当选取AIC值/ CAIC值中最小者。其中有一点需要注意:使用AIC指标与CAIC指标时,样本的大小至少要在200位以上,且数据要符合多变量正态性,否则指标探究的结果缺乏可靠性(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。有研究显示(Bandalos, 1993):ECVI与AIC值皆可作为CFA双样本复核效化的有效指标值,但以ECVI值的正确性较高。在实务应用上,当研究者要选择一组之前已假设的竞争模型时,AIC与ECVI均是有用的判别指标值,假设模型的ECVI值或AIC值愈小,则模型愈佳(Stevens, 1996)。

PNFI

PNFI为简约调整后之规准适配指数(parsimony-adjusted NFI)。PNFI指标把自由度的数量纳入预期获得适配程度的考虑中,因此它比NFI指标更适合用作判断模型精简程度。当研究者欲估计某个模型参数时,他只使用较少的自由度,即能获得一个较高程度的适配,此时即表示已经达到模型的精简程度(余民宁,2006)。PNFI的功能主要使用在不同自由度的模型之比较,其值愈高愈好。一般而言,当比较不同的模型时,PNFI值的差异在0.06至0.09间,被视为是模型间具有真实的差异存在(黄芳铭,2005)。如不做模型比较,只关注于假设模型契合度判别,一般以PNFI值>0.50作为模型适配度通过与否的标准,亦即在整体模型契合度的判别上,若是PNFI值在0.50以上,表示假设理论模型是可以接受的。

PNFI的定义公式如下:

$$PNFI = \left(\frac{df_{proposed}}{df_{null}}\right)\left(1 - \frac{\chi^2_{proposed}}{\chi^2}\right) = \left(\frac{df_{proposed}}{df_{null}}\right)NFI = \left(\frac{df_1}{df_0}\right)\left(1 - \frac{F_1}{F_0}\right)$$

公式中的$\chi^2_{proposed}$,χ^2_{null}代表的是假设与虚无模型的适配函数。

CN 值

CN 值为临界样本数(Critical N)。此一判别指标值由学者 Hoelter(1983)提出,所谓“临界样本数”是指:在统计检验的基础上,要得到一个理论模型适配的程度,所需要的最低样本的大小值。CN 值的作用在估计需要多少样本数才足够用来估计模型的参数与达到模型的适配度,亦即,根据模型的参数数目,估计要产生一个适配度符合的假设模型时,其所需的样本数。一般的判别标准或建议值是 CN 值≥200,当 CN 指标值在 200 以上时,表示该理论模型可以反映实际样本的数据。Hu 与 Bentler(1995)主张模型可以接受范围的最小值是 CN 值 >250,Hu 与 Bentler(1995)的此种观点是较为严格的。

CN 值的计算公式如下:

$CN = \frac{\chi^2}{F_{min}} + 1$;其中 F_{min} 为适配函数的最小值。

PGFI

PGFI 为简约适配度指数(parsimony goodness-of-fit index),其性质与 PNFI 指标值相同,PGFI 的值介于 0 与 1 之间,其值愈大,表示模型的适配度愈佳(模型愈简约)。判别模型适配的标准,一般皆采 PGFI 值大于 0.50 为模型可接受的范围。PGFI 值是将 GFI 值乘以一个简约比值,其计算公式如下:

$PGFI = \frac{df_h}{\frac{1}{2}p(p+1)} \times GFI$,其中 df_h 为假设模型的自由度,而 p 为观察变量的数目,而 $\frac{df_h}{\frac{1}{2}p(p+1)}$ 为简约比值。

残差分析指标

在一个 SEM 模型当中,可能有某一个测量模型的结构非常不理想,观察变量的测量误差非常大,使得整个理论模型的适配度不佳,此时可以通过残差分析来检视 SEM 模型中特定参数的设定是否理想。一般而言,在 SEM 分析中提供两种残差的数据,一为非标准化残差值,一为标准化残差值(standardized residuals)。SEM 的标准化残差分析,与复回归分析的做法类似,当标准化残差值大于 +3 时,表示该估计变异量或协方差不足;当标准化残差值小于 -3 时,表示该估计变异量或协方差对于两个观察变量的共变有过度解释的现象(邱皓政,2005)。因而当标准化残差值的绝对值高于 3 时,会造成理论模型适配度不良的状况,学者 Stevens(1996)则采用较为严格的标准,其认为标准化残差的绝对值大于 2,表示模型的适配情形就欠佳。此外模型较佳的修正指标值应小于 3.84。

综合上面所述,兹将整体模型适配度的评鉴指标及其评鉴标准整理如表 2-1:

表 2-1　SEM 整体模型适配度的评鉴指标及其评鉴标准

统计检验量	适配的标准或临界值
绝对适配度指数	
χ^2值	显著性概率值 p >.05(未达显著水平)
GFI 值	>.90 以上

续表

统计检验量	适配的标准或临界值
AGFI 值	>.90 以上
RMR 值	<.05
SRMR 值	<.05
RMSEA 值	<.05(适配良好) <.08(适配合理)
NCP 值	愈小愈好,90%的置信区间包含 0
ECVI 值	理论模型的 ECVI 值小于独立模型的 ECVI 值,且小于饱和模型的 ECVI 值
增值适配度指数	
NFI 值	>.90 以上
RFI 值	>.90 以上
IFI 值	>.90 以上
TLI 值(NNFI 值)	>.90 以上
CFI 值	>.90 以上
简约适配度指数	
PGFI 值	>.50 以上
PNFI 值	>.50 以上
CN 值	>200
NC 值(χ^2 自由度比值)	1 < NC < 3,表示模型有简约适配程度 NC > 5,表示模型需要修正
AIC	理论模型的 AIC 值小于独立模型的 AIC 值,且小于饱和模型的 AIC 值
CAIC	理论模型的 CAIC 值小于独立模型的 CAIC 值,且小于饱和模型的 CAIC 值

模型适配度评估的指标值很多,供研究者选择评估的组合也有多种,在进行模型适配度的判断时要格外慎重,学者 McDonald 与 Ho 明确指出研究者在使用以上不同评鉴指标时应注意以下四点(邱皓政,2005):

1. 适配度的指标虽然都有很明确的意义存在,但是从实证的角度或数学观点来看,并没有一个强而有力的理论基础来支持数字背后的意义与其使用原则,指标值的背后仍存有未知或未被察觉的隐忧。
2. 不同的指标值的优劣比较仍具有相当大的争议,尤其是某些指标以独立模型(假设所有观察变量间不具有共变关系的模型)作为比较基点的做法,其合理性仍有待商榷。
3. SEM 模型的检验应以理论为依归,进行统计决策时,应该兼顾理论的合理性准则,然而,多数模型适配度指标往往只是反映一种分析技术上的程度,而非理论上的证据,当研究者提出无数种可能的模型时,指标的完美适配只是反映在其中一个可能模型之中,这是一种技术的最佳化,而非理论上的最佳化。
4. 不佳的模型适配度多数是因为错误的模型界定所造成的。由于模型适配度指标是一种概括性指标,模型中不适当的参数界定是无法被模型这些适配度指标侦测出来的。此种情况下的模型适配度不佳,可以从模型适配残差值了解大致的估计情况。

2.3 模型内在结构适配度的评估(模型内在品质的检验)

Bollen(1989)将模型内在结构指标称为成分适配测量(component fit measures),他认为有时整体模型的适度得到契合,但是个别参数的解释可能是无意义的,因而深入探究每一个参数,对理论的验证更能获得保障。内在结构适配的评鉴包括以下两个方面:一为测量模型的评鉴;二为结构模型的评鉴。前者关注测量变量是否足够反映其相对应的潜在变量,其目标在于了解潜在建构的效度与信度;后者是评鉴理论建构阶段所界定的因果关系是否成立。

在测量模型适配度的评量方面,研究者所关注的是潜在变量与其指标变量(如外显变量)间的关系,此种关系即代表构念之测量的效度(validity)与信度(reliability)的问题。效度所反映的是指标变量对于其想要测量的潜在特质,实际测量多少的程度;信度指的是测量的一致性。除非我们相信测量的质量无误,进一步探究潜在变量间的关系才有实质的意义。SEM的适配度评估中,模型测量部分的评估应该先于模型结构部分的评估,因而应先进行指标变量的效度检验,效度分析即是潜在变量与其指标变量间路径(因素负荷量)的显著性检验。如果指标变量X被假定是潜在变量的有效测量值,变量X和潜在变量间的直接关系应该是非0值的显著性,此种关系以测量方程式表示如下:

$$X = \lambda\zeta + \delta$$

λ为因素负荷量(factor loadings)、δ为测量误差。

如果测量模型中的因素负荷量均达显著($p<0.05$, $|t|>1.96$),此种情形表示测量指标能有效反映出它所要测量的构念(潜在变量),该测量具有良好的效度证据(validity evidence)。相反,若是因素负荷量未达显著,表示该指标变量无法有效反映出它所要测量的构念或特质,此指标变量的效度欠佳。

此外,在上述测量方程式中,测量误差是指标变量的误差变异量,测量误差要愈小愈好,但也要是非0值。测量误差达到显著,表示测量指标变量反映出它的潜在变量时,虽有误差值存在,但此种关系是有实质意义的。一个无效的指标变量显示出指标没有测量误差的存在(测量误差不显著)。在行为与社会科学领域中,一个好的指标变量应有最小的测量误差,而此测量误差也要达显著水平($p<0.05$, $|t|>1.96$),但若测量误差为0,表示该测量指标完全没有测量误差存在,这在研究情境中是一种"不合理"或"不可能"的事情。一个不显著的误差变异量表示模型中可能有叙列误差(specification error)存在(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

至于指标变量的信度检核,可从指标变量多元相关系数的平方(R^2)值来衡量,指标变量的R^2表示指标变量的方差中能被其基底潜在变量(underlying latent variable)解释的部分,无法解释的部分即为测量误差。若R^2值达到显著,其值愈高表示指标变量能被其潜在变量解释的变异量愈多,代表指标变量有良好的信度,相反的,若R^2值很低又未达到显著水平,表示指标变量与潜在变量的关系不密切,指标变量的信度不佳。

在模型内在结构适配度准则方面,Bogozzi和Yi(1988)建议以下面六个标准来判断:

1. 个别观察变量的项目信度(individual item reliability)在0.05以上。

观察变量的R^2反映出其在潜在变量的信度,Bogozzi二人认为个别潜在变量之信度值(标准化系数值的平方)应大于0.50,亦即标准化系数必须在等于或大于0.71以上。

个别观察变量的 R^2 等于其标准化 λ 值（因素负荷量）的平方。

2. 潜在变量的组合信度（composite reliability）在 0.6 以上。

除了个别观察变量之系数外，尚须检验因素的信度，因素的信度即潜在变量的建构信度（construct reliability），或称组合信度（composite reliability）。建构信度旨在检验每一个潜在变量之观察变量间内部一致性的高低，Bogozzi 与 Yi（1988）采较低标准准则，认为组合信度在 0.60 以上，就表示潜在变量的组合信度良好，此观点与学者 Diamantopoulos & Siguaw（2000）所提的论点相同。但 Hair 等人（1998）则认为 Cronbach 系数最好在.70 以上，才是较佳的组合信度。而学者 Raine-Eudy（2000）采用更低标准，其认为组合效度只要在 0.50 以上即可。虽然并没有一个明确的规准来决定组合信度要多高才能够宣称内在适配指标的信度是好的，但多数学者采用以下的分类观点（Kline, 1998）作为判别的依据：信度系数值在 0.90 以上是"最佳的"（excellent），0.80 附近是"非常好的"（very good），0.70 附近则是"适中"，0.50 以上是最小可以接受的范围，信度低于 0.50 表示有一半以上的观察变异来自随机误差，此时的信度略显不足，最好不接受。从以上的观点来看，个别显性变量的信度接受值可以采用 0.50，但潜在变量的信度要求相对要高一些，其组合信度最好在.60 以上，这个论点也是学者 Diamantopoulos 与 Siguaw（2000）及 Bogozzi 与 Yi（1988）所主张的。

在 LISREL 的报表中并没有直接呈现组合信度值，研究者要根据完全标准化解值（Completely Standardized Solution）数值中的因素负荷量及误差变异量与下列公式求出：

上述潜在变量的组合信度之计算公式如下：

$$\text{组合效度} = \rho_C = \frac{(\sum\lambda)^2}{[(\sum\lambda)^2 + \sum\theta]} = \frac{(\sum\text{因素负荷量})^2}{[(\sum\text{因素负荷量})2 + \sum\text{测量误差变异量}]}$$

其中：ρ_C = 组合信度；

λ = 为观察变量在潜在变量上的标准化参数（因素负荷量），即指标因素负荷量；

θ = 为指标变量的误差变异量，即 ε 或 δ 的变异量；

Σ = 把潜在变量的指标变量值加总。

3. 潜在变量的平均方差抽取量（average variance extracted）

潜在变量的平均变异量抽取值表示相较于测量误差变异量的大小，潜在变量构念所能解释指标变量变异量的程度，此指标以 ρ_V 符号表示，若是 ρ_V 值小于 0.50，表示测量误差解释指标变量的变异量反而高于基底潜在变量所能解释的变异量，此种情形表示潜在变量平均变异量抽取值不佳。潜在变量平均方差抽取值的大小若是在 0.50 以上，表示指标变量可以有效反映其潜在变量，该潜在变量便具有良好的信度与效度。

潜在变量的变异抽取量表示每个测量模型中，全部观察变量的变异量可以被潜在变量因素解释的百分比，其计算公式如下：

$$\rho_V = \frac{(\sum\lambda)^2}{[(\sum\lambda^2) + \sum\theta]} = \frac{(\sum\text{因素负荷量})^2}{[(\sum\text{因素负荷量})^2 + \sum\text{测量误差变异量}]}$$

其中：ρ_V = 平均方差抽取量；

λ = 为观察变量在潜在变量上的标准化参数（因素负荷量），即指标因素负荷量；

θ = 为指标变量的误差变异量，即 ε 或 δ 的变异量；

Σ = 把潜在变量的指标变量值加总。

当观察变量能确实有效反映其代表的潜在变量时，则其潜在变量应该有较高的变异抽取量，多数学者建议其判别的临界值为 0.50 以上，当潜在变量的变异抽取在 0.50 以上时，表示观察变量（或指标变量）被其潜在变量（或构念特质）解释的方差的量，远高于

其被测量误差(measurement error)解释的变异量,潜在变量具有良好的操作化测量定义(operationalization)。相反的,若是潜在变量的变异抽取量太低,表示其测量变量无法代表或反映其潜在变量,观察变量(或指标变量)被其潜在变量(或构念特质)解释的方差的量,远低于其被测量误差解释的变异量。

4. 所有参数统计量的估计值均达到显著水平($|t|>1.96$;或 $p<0.05$)。

5. 标准化残差(standardized residuals)的绝对值必须小于2.58(或3)。

标准化残差是适配残差除以其渐近标准误(asymptotic standard error),标准化残差也可以解释为标准化正态变异,其值应介于 -2.58 至 +2.58 之间($\alpha=0.01$ 时 z 值的临界值)。对于标准化残差的判别标准,有些学者主张采用其绝对值应小于1.96($\alpha=0.05$ 时 z 值的临界值),但 LISREL 的输出报表中还是以绝对值大于2.58 为超出接受的条件。

6. 修正指标(modification indices)小于3.84。

修正指标若大于3.84,表示模型的参数有必要加以修正,如将限制或固定的参数改为自由参数。修正指标是针对限制的参数而来,数值表示若将某一限制参数改成自由参数(即估计该参数),模型的 χ^2 值将减少多少。在统计上,一个修正指标可以被有一个自由度的 χ^2 分布所解释,因而将一个限制参数改成自由参数时,模型的自由度将减少一个,而 $\chi^2_{.95(1)}$ 的临界值是3.84(在0.05 的显著水平),所以当修正指标大于3.84 时,即表示将原先一个限制或固定参数(fixed parameter)改成自由参数(free parameter)后将显著改善模型的适配度,此种情形也同时表示模型有叙列误差存在(Bagozzi & Yi, 1988;程炳林,2005)。学者 Joreskog 与 Sorbom(1993)认为修正指标值大于7.882($\chi^2_{0.995(1)}$)才有修正的必要。模型中如自由地估计参数会使得修正指标值等于0。如果研究者根据修正指标值来重新评估模型,则最大的修正指标值的参数应该将其设为自由参数,以对模型的适配度作最大的改善。

模型中所估计的参数是否达到显著水平,可以直接查看输出报表中的 t 值,若 t 值大于1.96,表示达到0.05 的显著水平,此时表示模型的内在品质良好;相反的,若模型中所估计的参数有部分未达显著,则显示模型的内在品质不理想。

在结构模型适配度的评估方面,关注的焦点在于不同外衍潜在变量与内衍潜在变量间的路径关系,这些关系包括外衍潜在变量对内衍潜在变量的影响,或内衍潜在变量间的影响是否可以获得支持,即概念性阶段所提的因果模型关系是否可以被实证数据所支持。结构模型适配度的评估包括三个方面:一为潜在变量间路径系数所代表的参数符号(不论是正数或负数),是否与原先研究者所提的理论模型中,所假设的影响的方向相同,路径系数为正表示自变量对因变量有正向的影响,路径系数为负表示自变量对因变量有负向的影响,理论假设概念模型图中认为参数具有正向的影响时,则路径系数之参数估计值必须是正数,若是原先期望的参数符号与实际数据刚好相反,则此条路径系数最好删除,模型再重新评估;二为对于假设模型提供重要讯息的所有的路径系数之参数估计值,均必须达到统计上的显著水平,即该参数估计值显著性检验的 t 值之绝对值必须大于1.96($|t\text{ 值}|>1.96$),路径系数达到显著($p<0.05$),表示变量间的影响存有实质的意义;三为每一条结构方程式中的多元相关的平方值(R^2),要愈大愈好,并且达到显著水平,但不能出现负的误差变异量,若出现负的误差变异量表示 R^2 值超过1,解释上不合理。R^2 值愈大,表示内衍潜在变量被独立潜在变量(外衍潜在变量或其余内衍潜在变量)解释的变异量愈高,先前假设理论变量间的解释力也愈高,此时结构方程式具有较佳的

信度与效度(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。

从上述测量模型与结构模型的评估,可以归纳模型评估之基本适配度检验及内在适配度指标检验(内在模型检验)的摘要表。

基本适配度检验的建议判断值如表2-2:

表2-2　SEM 基本适配度检验项目与标准

评鉴项目	适配的标准
是否没有负的误差变异量	没有出现负的误差变异量
因素负荷量是否介于0.5至0.95之间	Λ_X,Λ_Y 介于0.5至0.95间
是否没有很大的标准误	标准误值很小

内在适配度指标检验的建议判断值如表2-3:

表2-3　SEM 内在适配度检验项目与标准

评鉴项目	适配的标准
所估计的参数均达到显著水平	t 绝对值>1.96,符号与期望者相符
指标变量个别项目的信度高于0.50	$R^2>0.50$
潜在变量的平均抽取变异量大于0.50	$\rho_V>0.50$
潜在变量的组合信度大于0.60	$\rho_C>0.60$
标准化残差的绝对值小于2.58	标准化残差值的绝对值<2.58
修正指标小于3.84	MI < 3.84

由于假设模型与观察数据是否适配的判断指标很多,不同的适配指标的评估可能对模型支持与否未尽一致,但研究者应依据多元准则:"在假设模型的检验上,没有单一指标可以作为唯一明确的规准,一个理想化的适配指标是不存在的"(Schumacker & Lomax, 1996, p.135)。从实务应用的目的而言,研究者主要应从卡方值大小、显著性及RMSEA值、ECVI值、SRMR值、GFI值和CFI值等适配指标,来判别模型是否达成整体适配,因为这几个指标值有较多充足性(Diamantopoulos & Siguaw, 2000, p.88)。此外学者Hoyle与Panter(1995)则建议,在模型适配度指标的检验中,研究者最好提供卡方值、量尺法卡方值、GFI值、NNFI值、IFI值、CFI值、RNI值等适配指标值,才能对模型是否接受做出决策,而多数学者则认为假设模型与观察数据的契合度检验,应参酌上述整体模型适配度指标值标准做整体的判断决策,此种决策有"多数指标值符合标准"的意涵,即当多数适配度指标值均达到接受标准,才能对模型做出适配佳的判断(Hair *et al.*, 1998)

表2-1所列的各种指标,其实都是用来表示模型整体适配程度,没有单独一种指标即可涵盖或完全取代其他指标值。研究者最好不要以"多数决"方式来做成"假设模型是否与观察数据契合"的结论,有时这些指标值会出现互有冲突、不一致的现象,因而"多数决"判断并不能保证结论一定能够符合理论的期望。研究者最好从表2-1中的三类指标值中,根据理论架构与假设模型挑选几项最有关联的指标值,并辅以测量模型与结构模型适配度的评估,来诠释检验假设模型与观察数据是否契合,如此SEM的分析才会以理论建构为基础,而不会陷入以数据为导引的技术分析的迷局(余民宁,2006)。

学者Huberty与Morris(1988, p.573)观察提出:"就如在所有统计推论中,主观判断是没有办法避免的,更遑论合理性。"这是所有推论统计的一般情境,但就科学的本质而言,在SEM分析中更需要判断及理性的融入,因为SEM分析是一个统合的复杂过程,正

因为如此,所以模型的建构更需要有理论建构为导引,尤其是在模型修正时,不能完全依据 LISREL 提供的修正指标来修改模型,以适配观察数据。数据导向的分析,并不是理论建构的验证。对于 SEM 的分析应用,Thompson(2000)提出以下 10 点的原则,供使用者参考:

1. 在应用 SEM 分析时,应使用大样本,不可使用小样本。
2. 在选择相关联的矩阵作为分析数据时,要注意测量指标变量尺度的属性。
3. 一个可以获得的假设模型是适配好而又简约的模型,但得到此结果应尽量减少人为操控。
4. 模型使用的估计方法需配合数据是否符合多变量正态性假定,不同的假定需使用不同的估计方法。
5. 使用多元判断准则,不同适配指标反映不同的模型计量特征,参考不同的指标值进行模型适配度的综合判断。
6. 模型评估及界定搜寻程序时,除了考虑统计数值外,更要兼顾理论建构与实务层面。
7. 进行整体模型适配度评估之前,应进行个别测量模型与结构模型的检验,查验模型是否违反模型辨识规则。
8. 界定模型搜寻程序,最好采用较大的样本,或不同的受试群体,这样模型的复核效化才会可靠。
9. 一个适配良好的模型并不一定是有用的,因为许多不同的假设模型也许与观察数据均能适配。
10. 假设模型必须有依据的理论基础,有理论基础的假定模型才能经得起检验。

综合相关学者的论点,使用者对于 SEM 的分析与模型适配度的判别应有以下几点认识:

1. 使用者所提的 SEM 假设模型应以理论为基础,或有一般的经验法则来支持,而非根据使用者编制量表或观察数据来架构假设模型。
2. 对于测量模型最好采用多测量指标变量原则,每个测量指标最好是数个题项的总和,这样测量指标变量才能有效反映其对应的潜在变量。
3. 当一个 SEM 模型当中兼含测量模型与结构模型时,研究者宜先进行测量模型的检验,待测量模型具有相当的合理性之后,再进行结构模型的参数估计,使 SEM 模型评估程序具有测量的"渐进合理性"(邱皓政,2005)。
4. 对于模型适配度的评估,应同时包含模型内在品质与模型外在质量的评估,模型内在品质评估最重要的是不能违反模型辨识原则。模型适配度的评估应使用多元适配指标值进行综合判断,因为每一个适配指标反映不同模型的计量特征,未达模型接受标准的指标值也有其统计意义存在,研究者不应忽略。
5. LISREL 提供的自动修正指标数据,只是模型修正或模型剪裁的一个参考指标而已,研究者不应完全依据自动修正指标数据不断修正模型,以使假设模型能适配观察数据。此种修正是一种数据导引与人为的操弄,研究者应根据理论结合判别修正指标建议值的合理性来进行模型修正,最终结果若是假设模型无法适配观察数据,此假设模型也有探讨分析的价值。
6. 受试样本可以取得的话,SEM 的分析应尽量使样本数愈大愈好。样本数愈大,模型检验的适配度又佳,则表示假设模型的十分稳定。在大样本的状况下,若是卡

方值数值很小，显著性检验未达显著水平，则表示假设模型与观察数据可以适配，此时，其他适配指标值也会呈现相同的结果。

7. 当假设模型达到适配时，研究者可进一步就假设模型进行复核效化的分析，以不同的总体样本进行多群组的比较分析，以确定假设模型的复核效化及模型的推估合理性。

8. 若是整体假定模型检验结果，其适配情形不甚理想，研究者应进一步就假设模型加以探究，SEM 分析的最终结果并非是一定要提出一个适配观察数据的假设模型，而是要探究依据理论建构的假设模型之合理性与适当性。

9. 模型适配度的评估中，除探究假设模型与观察数据是否适配外，对于模型统计检验力的评估也应留意。

10. 一个有用的模型适配度策略包括：(1)如果可能的话，应使用数个估计方法(如最小平方法、最大概似法)来进行参数估计，并比较这些估计值：估计值的符号与期望假设相一致吗？所有的方差估计数都是正数吗？残差矩阵差异很小吗？S 矩阵与 $\hat{\Sigma}$ 矩阵相似吗？(2)变量间影响的标准化效果值是否达到显著？(3)将一个大样本一分为二时，两个样本群体是否皆可以与假设模型适配？模型的稳定性是否有加以比较？(Johnson & Wichern, 1998)。

2.4　模型统计检验力的评估

在推论统计中，由于未知总体参数的真正性质，而是根据样本统计量来做推论或下决策，因而可能会发生错误。用来表示推论错误的概率值有以下两种：

1. 第一类型错误(type Ⅰ)，以符号 α 表示。
2. 第二类型错误(type Ⅱ)，以符号 β 表示。

它们与研究者作决定之关系如图 2-1：

		总体真正的性质	
		H_0为真	H_0为假
研究者决定	拒绝H_0	α (第一类型错误)	1-β (power) (统计检验力) (裁决正确率)
	接受H_0	1-α (正确决定)	β (第二类型错误)

图 2-1

所谓第一类型错误，为研究者拒绝虚无假设，但实际上虚无假设为真的情况下，所犯的错误率，第一类型错误的概率以 α 表示：$\alpha = P(\text{I}) = P(\text{拒绝 } H_0 \mid H_0 \text{ 为真})$，α 又称为显著水平(significance level)；而第二类型错误，是指当研究者接受虚无假设，但事实上虚无假设为假的情况下所犯的错误率。第二类型错误的概率以 β 表示：$\beta = P(\text{II}) = P(\text{接受 } H_0 \mid H_0 \text{为假})$或$P(\text{接受 } H_0 \mid H_1 \text{ 为真})$。事实上，第一类型错误与第二类型错误并不是完全独立的(Kirk, 1995)。如将 α 显著水平值定得较小，则统计决策时犯第一类型错误可能性比较小；但相对的，犯第二类型错误之可能性反而变得比较大。如果虚无假设为假，而研究者又正

确拒绝它,此种裁决正确率以 $1-\beta$ 表示,这就是所谓的统计检验力(power)。研究假设验证方面,除避免犯第一类型错误外,也应该有较高的统计检验力(吴明隆、涂金堂,2006)。

一个约定俗成的用法是将第二类型错误率 β 设定在小于或等于 0.20,如果 β 值设为 0.20,则检验的统计检验力为 $1-\beta$,就等于 0.80。统计检验力在 0.80 以上,是许多学者认为可接受的最小值,如果一个研究的统计检验力低于 0.80,则最好重新设计实验程序,以提高统计检验力。当采纳 α 值等于 0.05,而 β 值等于 0.20 的准则时,研究程序可接受的错误率关系是第一类型错误率为第二类型错误率的 $\frac{1}{4}$,亦即,在研究结果推论中,犯第二类型错误率如为第一类型的错误率的四倍以上,是较为严重之事(吴明隆、涂金堂,2006)。

模型假设检验错误的型态如下:

		总体真正的性质	
		模型正确	模型不正确
决策型态	拒绝模型	α (第一类型错误)	$1-\beta$ (power) (统计检验力) (裁决正确率)
	接受模型	$1-\alpha$ (正确决定)	β (第二类型错误)

图 2-2

在线性结构模型之模型评估中,模型的检验也应关注统计检验力(statistical power)的问题。统计检验力即是正确拒绝一个不正确模型的概率,当我们以卡方值检验一个模型的适配度时,强调的是第一类型的错误(Type I error),第一类型的错误即是拒绝一个正确模型的概率,此概率值的标准为显著水平 α(significance level α),α 值通常定为 0.05,一个达到显著的卡方值代表:如果虚无假设是真(如模型在总体中是正确的),不正确拒绝虚无假设的概率很低(若是 α 设定 0.05,100 次中会小于 5 次)。另外一个检验的错误是没有拒绝一个不正确的模型,当总体的模型不正确,而研究者接受了此模型,所犯下的错误即为第二类型的错误(Type Ⅱ error)。第二类型的错误以符号 β 表示。避免第二类型错误的发生,就是拒绝一个不正确模型(假的虚无假设)的概率,此概率值为 $1-\beta$,$1-\beta$ 代表模型检验时的统计检验力。因而所谓模型估计的统计检验力,即是模型真的不正确,而模型被拒绝的概率,此概率也代表着对模型的判断正确。

统计检验力的分析之所以重要,因为样本大小在模型检验中扮演着重要角色。如果样本数很大,一个统计显著的卡方估计值意味着会有严重的叙列误差(specification error)存在,若是内在的叙列误差可能为遗漏值或结构模型的路径界定错误,或检验时发生过高的统计检验力。在小样本的情境下,遭遇到实质的叙列误差时,一个不显著的 χ^2 值会发生,而此时的统计检验力会相当低(Bollen, 1989)。当一个模型包含小的叙列误差而样本很大时,模型效果会被膨胀,导致拒绝虚无假设;相反的,当一个模型包含大的叙列误差而样本很小时,模型效果无法彰显,导致接受虚无假设(Kaplan, 1995)。因而在评估模型的适配度时,根据检验的显著性与统计检验力,会呈现以下四种情形(Diamantopoulos & Siguaw, 2000, p.95)。

		检验的统计检验力	
		低	高
检定结果	显著	拒绝模型(1)	? (2)
	不显著	? (3)	接受模型(4)

图 2-3

如果检验统计(如 χ^2 值)是显著的($p<0.05$),且统计检验力很低,可以安心地拒绝模型,因为在此种情形下,很小的界定误差值(叙列误差)无法被统计检验侦测出来,在此种情况下,实质的界定误差值(模型必须是错误的)也可能是显著的(情境 1)。相反的,如果检验统计是显著的,但其统计检验力很高,则无法对模型的拒绝或接受作出决策,因为我们无法得知检验统计的高值是由于模型界定错误(严重的叙列误差)所造成,还是因为统计检验对不适切的界定错误的侦测不够敏感所导致的(情境 2)。若是统计检验不显著,且其统计检验力很低,也无法对模型的拒绝或接受作出决策,因为我们无法得知低的检验统计量反映的是模型的正确性还是对模型的叙列误差的敏感度不足(情境 3)。若是统计检验不显著,且其统计检验力很高,模型可以被接受,因为高的统计检验力表示严重的叙列误差(或错误界定)可以被模型侦测出来(情境 4)。从上述情境的探究中,可以发现模型评估中如果忽略统计检验力,则模型的检验是不完整的。

统计检验力的型态有三种:完全适配(exact fit)、近似适配(close fit)与非近似适配(not-close fit)(MacCallum, Browne & Sugawara, 1996)。在探讨绝对适配度时,以前二者检验的概念较为普遍。完全适配检验(test of exact fit)用于检验模型完美地适配总体数据的虚无假设,通常使用卡方值来检验虚无假设。此种检验是有限制的,因为模型只是实体的近似值,模型不会完全刚好与总体数据适配。完全适配要求统计量 ε 置信区间下限为 0;而近似适配检验(test of close fit)是一种接近于总体的不完美适配的虚无假设,此种假设所考虑的误差是一种近似误的概念,比较接近实际的情境。近似适配的检验方式要求统计量 ε 置信区间在 0.05 上下。以上两种统计检验力皆使用 RMSEA 统计量作为检验指标值,在总体中若以 ε 符号表示 RMSEA 值,若模型完美地适配,则近似误差大约是 0,因而完全适配的虚无假设可以用 ε 值来表示:

$$H_0:\varepsilon_0=0$$

在绝对适配度指标的判别中,RMSEA 值若小于 0.05,表示模型与数据间有良好的适配度,模型真实适配接近$\varepsilon_a=0.05$,$\varepsilon_a=0.05$ 的假定即为对立假设(alternative hypothesis)。相似的观点应用于近似适配的假设,此种假设符合更多的实际情境,其虚无与对立假设如下:

$$H_0:\varepsilon_0\leqslant 0.05$$

$$H_a:\varepsilon_a=0.08$$

若是 RMESA 值在 0.05 至 0.08 间,模型与数据间的契合度则属于不错的适配。如果有 ε_0,ε_a 的信息,也给予显著水平 α(一般为 0.05)和样本人 N,则模型检验的统计检验力是模型中自由度(υ)的函数,在其他条件皆相等的情况下,自由度较高,则统计检验力也会较大(Diamantopoulos & Siguaw, 2000)。至于非近似适配的检验方式要求统计量 ε 置信区间要超过 0.05 上下。根据样本数及自由度推导出的 RMSEA 值比卡方检验对模型适配给予更宽广的解释空间,因为相关学者都意识到影响模型适配估计的重要角色就

是样本大小,临界值 0.05 被挑选的原因,是因为低于此数值时假设模型与观察数据间会呈现几近完美的适配(Browne & Cudeck, 1993;MacCallum, Browne & Sugawara, 1996)。

学者 McQuitty(2004)对于模型统计检验力提出以下论点,指出 SEM 研究中统计检验力与模型大小(自由度)及样本多寡间有密切关系存在,当使用大样本来检验复杂模型时(自由度大的情况),统计检验力可能会超出研究者的预测,结果是"过度拒绝"(overrejection)正确的模型,情形相反时亦然。所以模型估计中时常会接受统计检验力很小的错误模型。为避免上述情形发生,SEM 参数估计时,要根据模型大小与样本数的现况,适时进行统计检验力的评估。

2.5 典型相关分析与结构方程模型关系

典型相关分析(canonical correlation analysis,简称 CCA)为多变量统计方法之一,它也包含了总体统计法与无总体统计法(卡方分析),即其他总体统计法均为典型相关分析的特例(傅粹馨,1998;Arnold, 1996;Campbell & Taylor, 1996)。而如纳入结构方程模型分析,则典型相关分析为结构方程模型的一个特例,SEM 优于 CCA 之处有二:一为 SEM 可对加权系数与 index 系数作显著性检验;二为 SEM 可对每一个典型相关系数作显著性之检验,其方法较 CCA 之检验方法更为严谨(Fan, 1997)。

Bagozzi 等人(1981)将 CCA 以 SEM 的方式来表示,不仅可达成原来 CCA 之目的,且 SEM 更提供 CCA 所没有的两项优点。其一为可对典型加权系数与 index 系数作显著性检验;其二是可对每一个典型相关系数逐一作显著性检验(Dawson, 1998)。这两个特性详细的意涵如下:就加权系数与 index 系数显著性之检验而言,SEM 提供了 X 组变量与 Y 组变量在各个典型变量上的参数:如(1)未标准化之加权系数与 index 系数,(2)该估计参数之标准误,(3)估计系数显著性检验的 t 值,这三项数据使研究者易于了解哪一个项之何种系数达到显著水平。再者,以往在作 CCA 时,若只有第一个典型相关系数显著,则研究者会从 X 组变量中选择结构系数或加权系数较大者,认为其对第一个典型相关较有贡献。研究者若只以标准化加权系数值之大小来决定变量的重要性,似乎是不妥当的,因为有可能变量的加权系数大,但其标准误亦大,则显著性检验的 t 值会变小,而未达显著。相反的,有些变量的加权系数较小,但其标准误也很小,则显著性检验的 t 值会反而变大,因而研究者除考虑 X 组变量的加权系数外,也应考虑到变量标准误的大小(Fan, 1997;傅粹馨,2002)。

其次,SEM 比 CCA 略胜一筹的第二个特性为 SEM 能为每一个典型相关系数进行显著性的检验,不像 CCA 中将数个典型相关系数当成一组而进行所谓的次序性检验(sequentially testing)。例如在 CCA 中,若得到三个典型相关系数,则执行第三个概似比率(likelihood ratio)的检验,第一个检验之零假设(虚无假设)所有的典型相关皆为 0,第二个检验之零假设为第二个与第三个典型相关皆为 0,第三个检验之零假设为第三个典型相关为 0。若第一、第二个检验均达统计上的显著水平($p < 0.05$),而第三个检验未达统计上的显著水平($p > 0.05$),则我们可以说第一、第二个典型相关系数达到显著水平,而第三个典型相关系数则否,这似乎是研究者对每一个典型相关系数进行检验,然而事实上并非如此。严格来讲,只有第三个典型相关系数之检验是地道的个别参数检验,而前面的两个检验并非个别典型相关系数的检验。此种情况就理论而言,可能第二个典型相关系数本身并未显

著,因它与第三个典型相关系数结合后,而达到显著水平。是否有这种可能,在 CCA 中无法得知,但若是采用 SEM,则可以对每个典型相关系数进行个别显著性的检验,此种检验即是:第一个虚无假设为第一个典型相关系数为 0,第二个虚无假设为第二个典型相关系数为 0,第三个虚无假设为第三个典型相关系数为 0。此种检验可以由 SEM 模型分析中的嵌套(nested model)来达成(Fan, 1997;傅粹馨,2002)。

第三章　SIMPLIS 的基本操作步骤

本章就 SIMPLIS 的操作流程作说明，有关语法程序、变量界定及指令运用在第四章中会有详细介绍。

3.1　SIMPLIS 的操作

利用 SIMPLIS 的语法程序可以直接产生 SIMPLIS 格式报表，也可以配合 LISREL 指令[LISREL Output]来输出传统 LISREL 的报表。SIMPLIS 格式报表中将原先 LISREL 格式输出中的参数及检验值，以方程式（包含测量方程式与结构方程式）的方式输出，对研究者而言比报表格式简易。要输出 SIMPLIS 格式报表，可以直接采用指令[Options:]，后面再界定要输出的内容次指令，完整的结构方程模型通常设定如下：

```
Path Diagram
Options: RS SC MI EF ND =3 IT =100
End Problem
```

其中[Path Diagram]指令界定绘制出各种参数估计的结构模型图，[RS]界定输出所有适配残差值的信息，[SC]界定输出参数估计的完全标准化解值（最后的标准化系数），[MI]界定输出模型的修正指标及期望参数改变值，[EF]界定输出变量间影响的总效果值与间接效果值，[ND =3]界定输出数字的小数位数，内定值为 ND =2（输出到小数第二位），[IT =100]界定模型迭代运算的次数。

SIMPLIS 语法程序的扩展名为（*.spj），因果模型路径图（Path Diagram）的扩展名为（*.pth）、结果报表文件（Output Files）的扩展名（*.out）。

建立新的简化模型文件（SIMPLIS Project）

1. 执行功能列【File】→【New】程序，出现[开启新文件]对话窗口，在中间[开启新文件]方盒中选取[SIMPLIS Project]（简化模型文件）选项→按[确定]钮。

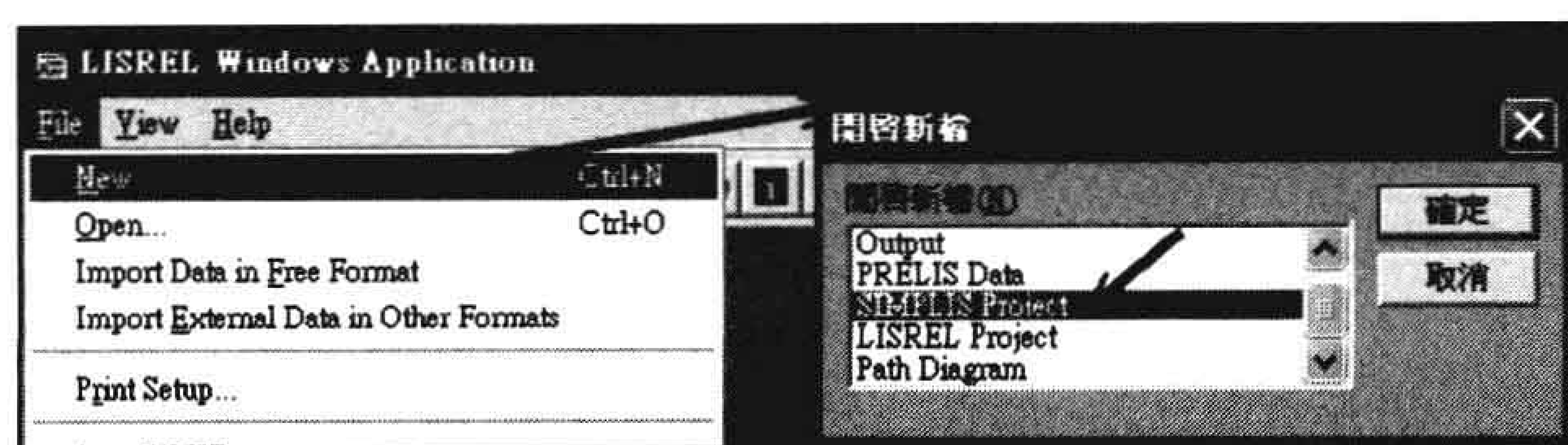


图 3-1

2. 出现[另存新文件]的对话窗口，于[文件名称:]右边的方格中输入新简化模型文件的名称，如“教学效能”，此时下方[存档类型]中出现[SIMPLIS Project (*.spj)]→按[储存]钮。

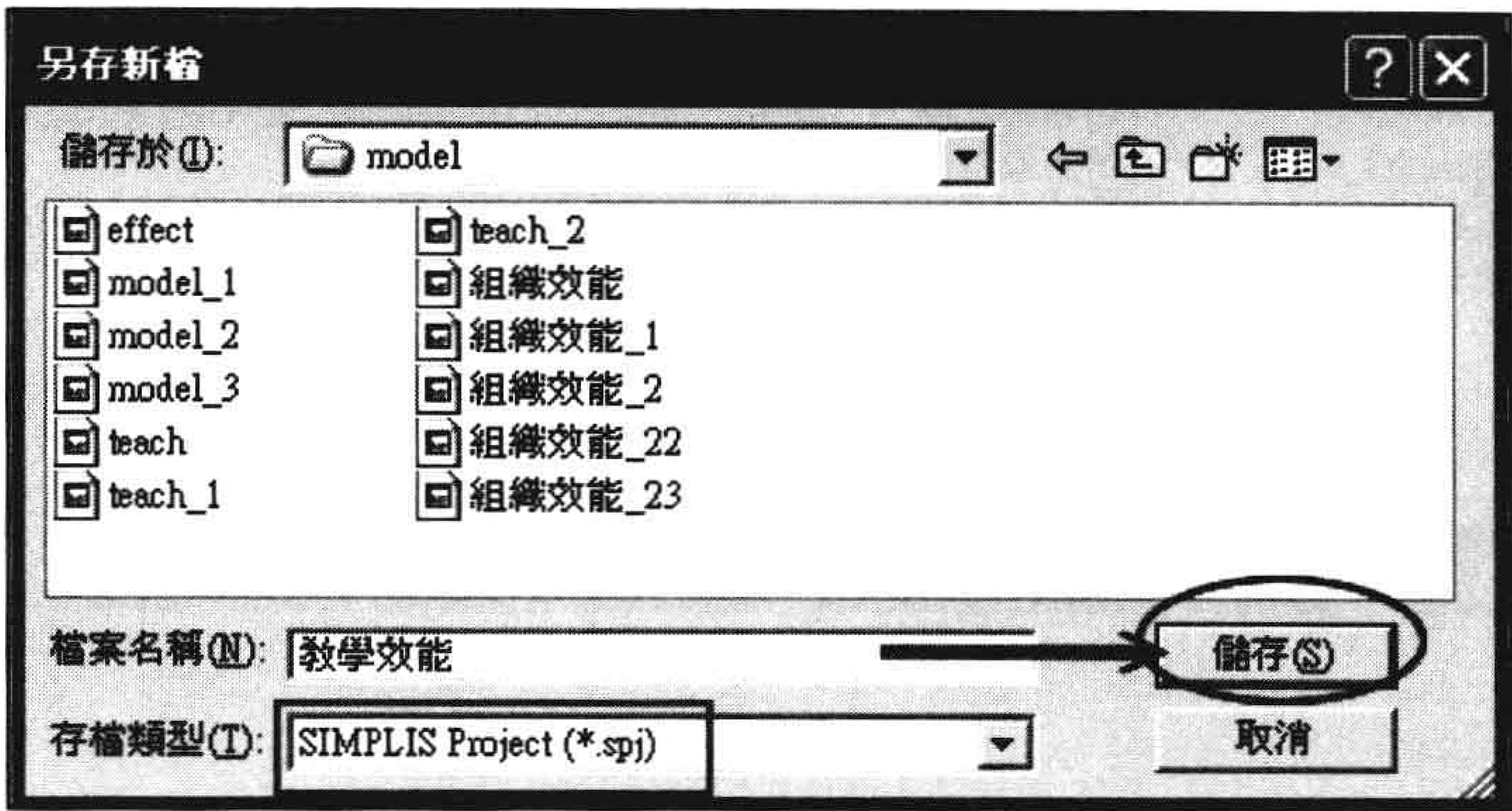


图 3-2

3. 出现[LISREL Windows Application –[教学效能]]的对话窗口(LISREL 应用窗口)，在中间空白处输入 SIMPLIS 语法程序。

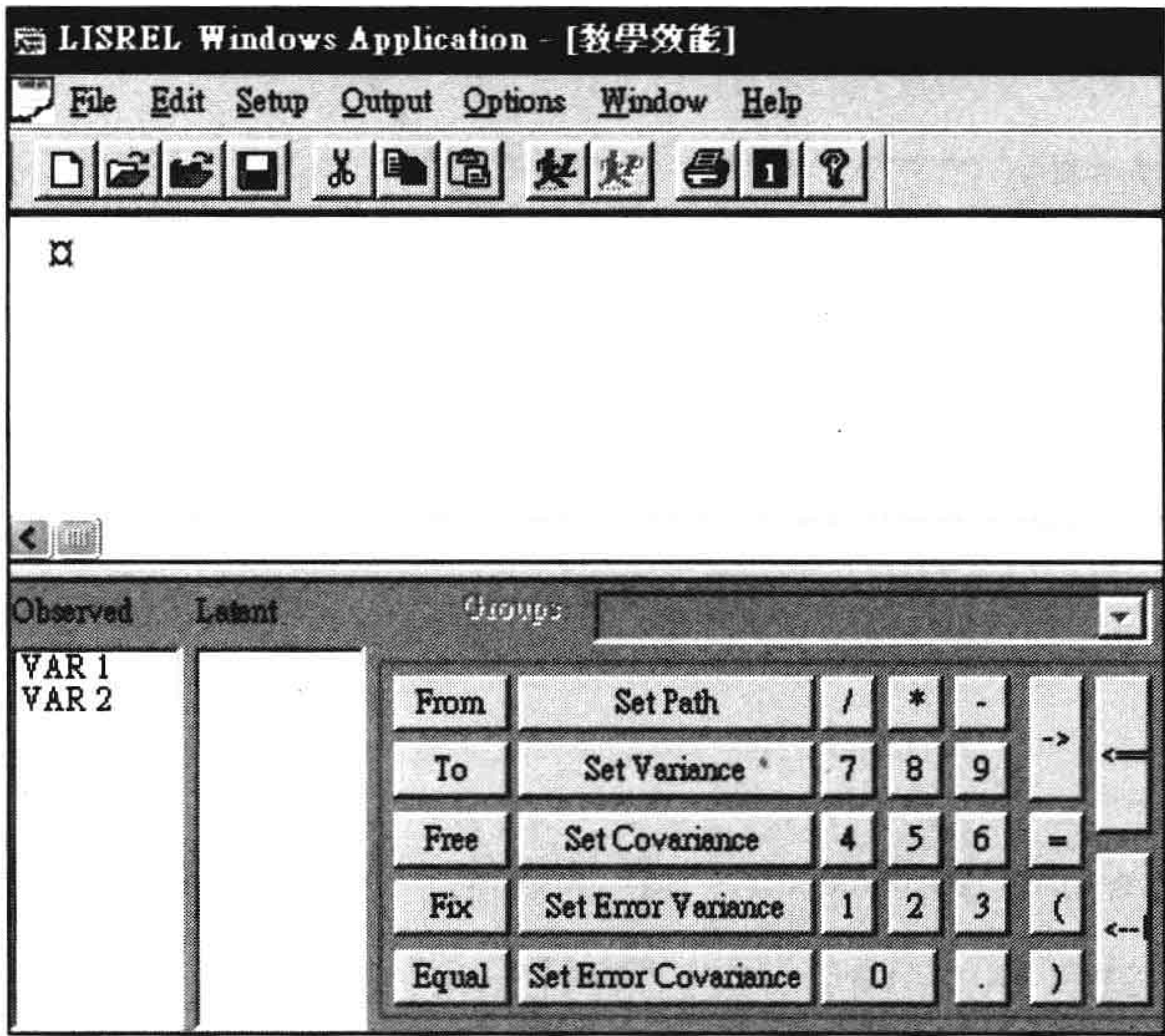


图 3-3

开启已存盘的简化模型文件(SIMPLIS Project)

1. 执行功能列【File】→【Open】程序，出现[开启旧文件]的对话窗口。
2. 在下方[文件类型]下拉式选单中选取[SIMPLIS Project(*.spj)]选项，选取要开启的文件，如“教学效能”，再按[开启]钮。

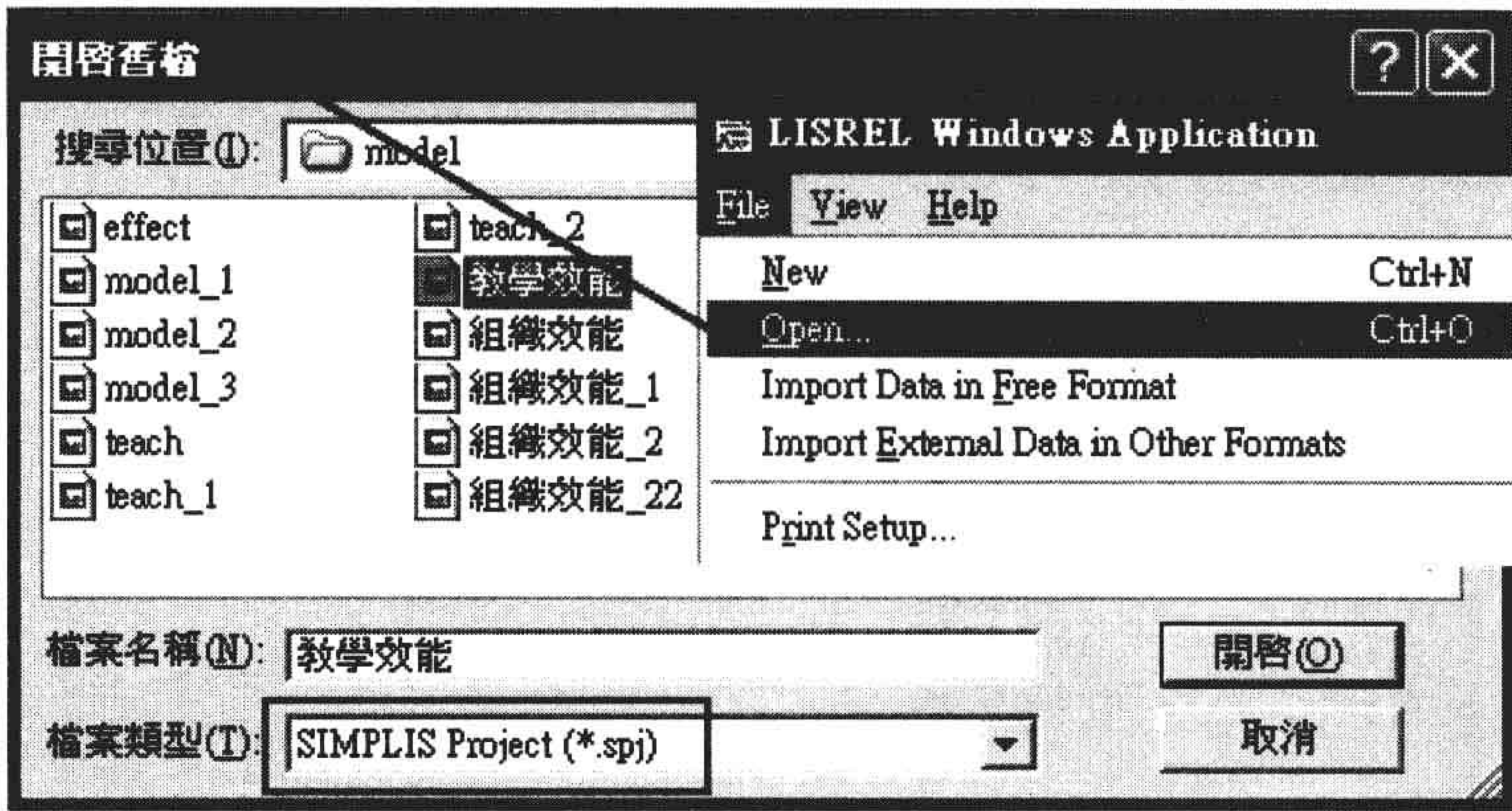


图 3-4

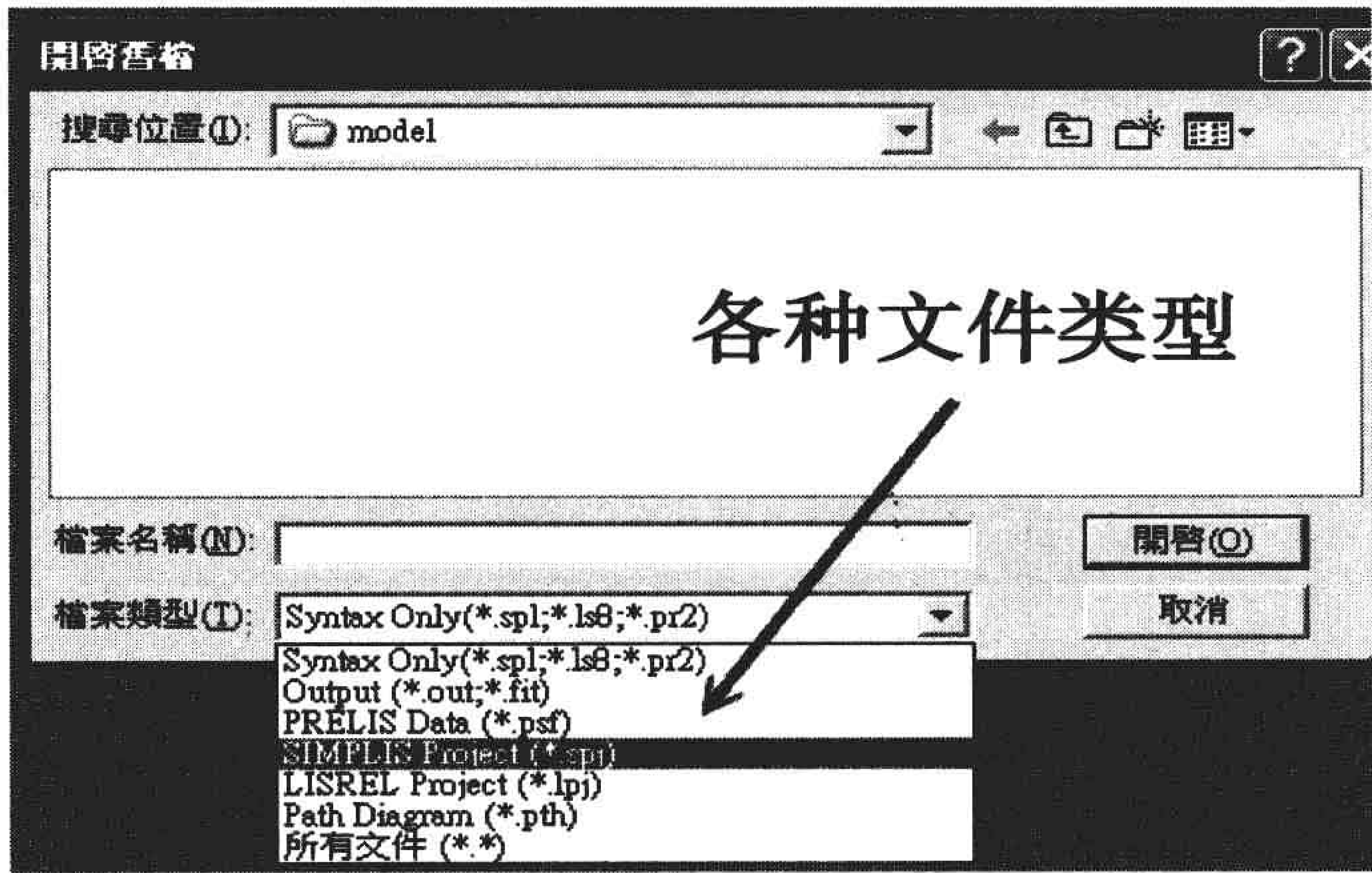


图 3-5

执行语法程序

1. 在[LISREL Windows Application -[教学效能]]的对话窗口(LISREL 应用窗口)中键入 SIMPLIS 语法程序,完成后,按工具列【Save】钮,再按[Run LISREL] 钮。若是语法程序没有语法错误或模型无法聚合等问题,则会绘出因果模型图及报表。
2. 若要更改语法程序的文字大小、字型,字型样式:执行功能列【Edit】→【Select all】(选择全部)程序,先选取文字,再执行功能列【Options】(选项)→【Font】(字型)程序,开启[字型]对话窗口,可以设定字型、字型样式、字型大小、色彩,若是选取中文字型,在下方[字集]下拉式选单中,选取[CHINESE_BIG5]选项。

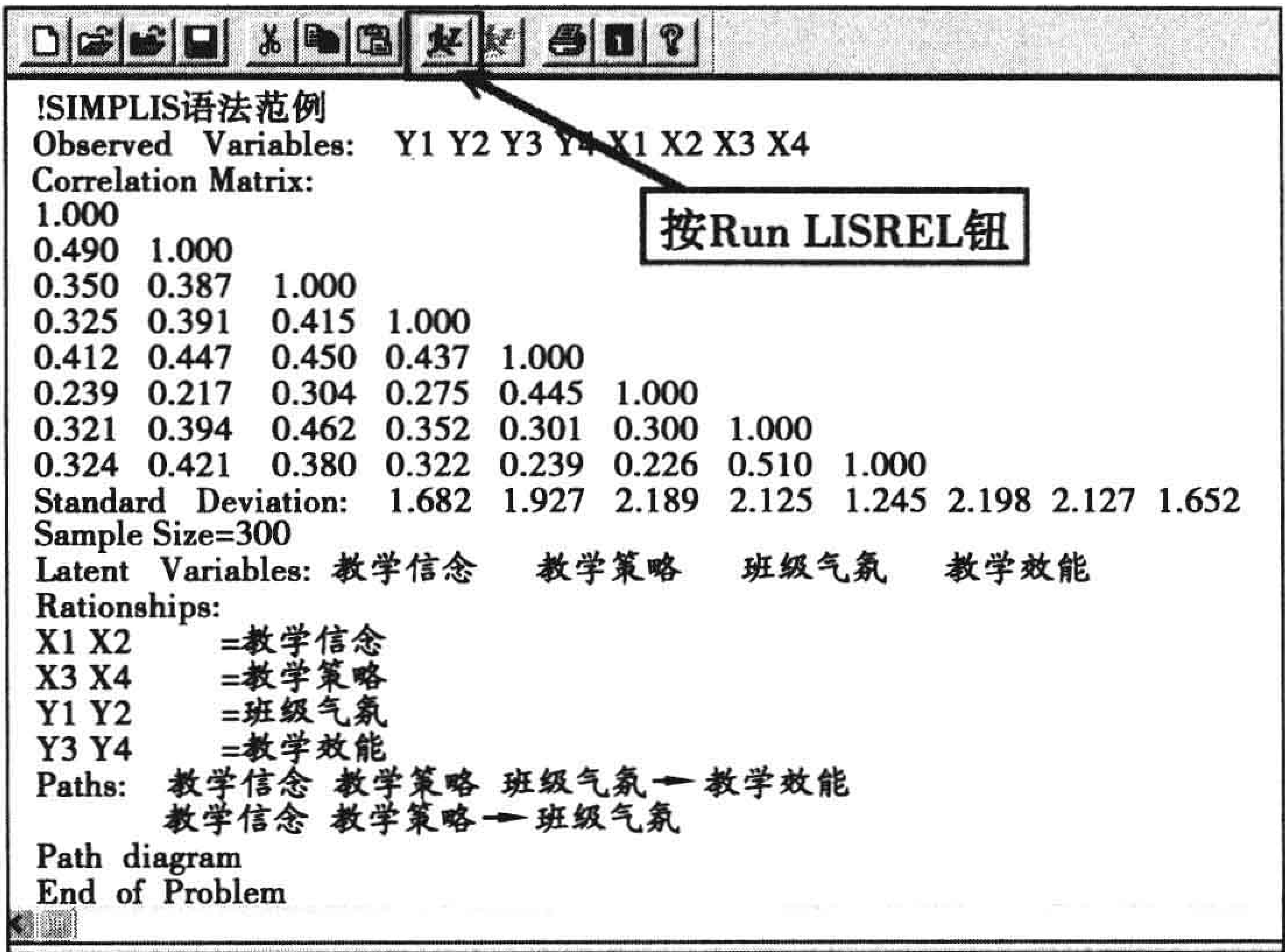


图 3-6

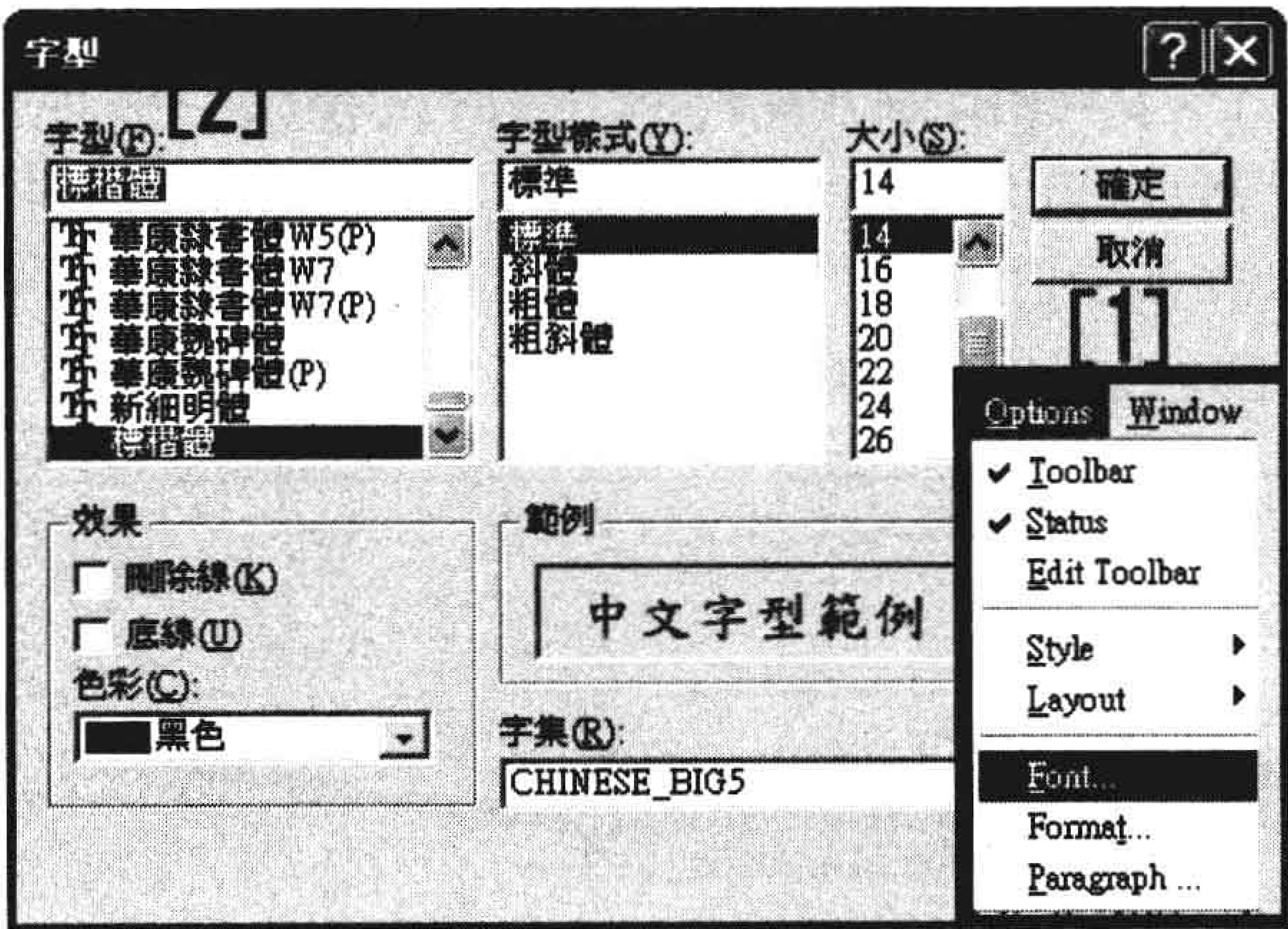


图 3-7

因果模型图应用窗口

在 SIMPLIS 语法中，若有设定[Path Diagram]关键词，表示同时绘制因果模型图，因果模型应用窗口的功能列及工具列如下，其中【View】(检视)功能列可以设定各种模型的图形。

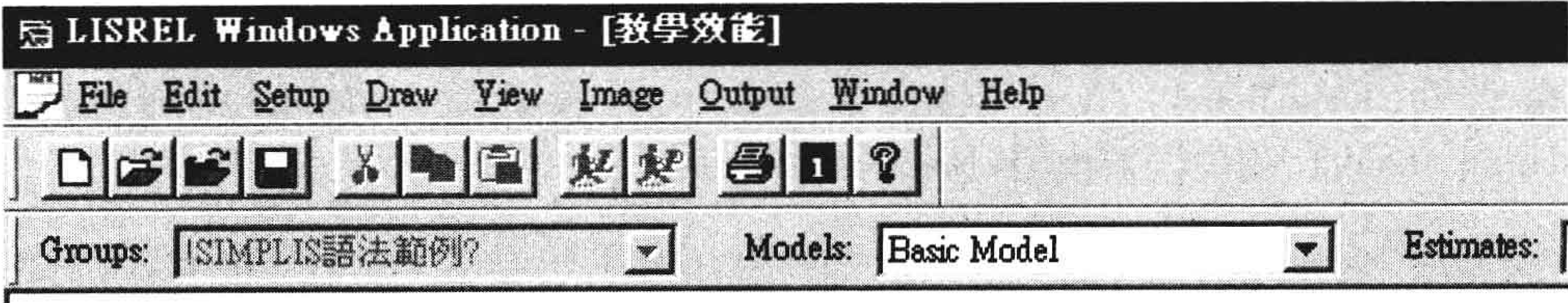


图 3-8

图 3-9 为[基本模型]中呈现非标准化估计值的完整线性结构模型图，包括测量模型与结构模型。

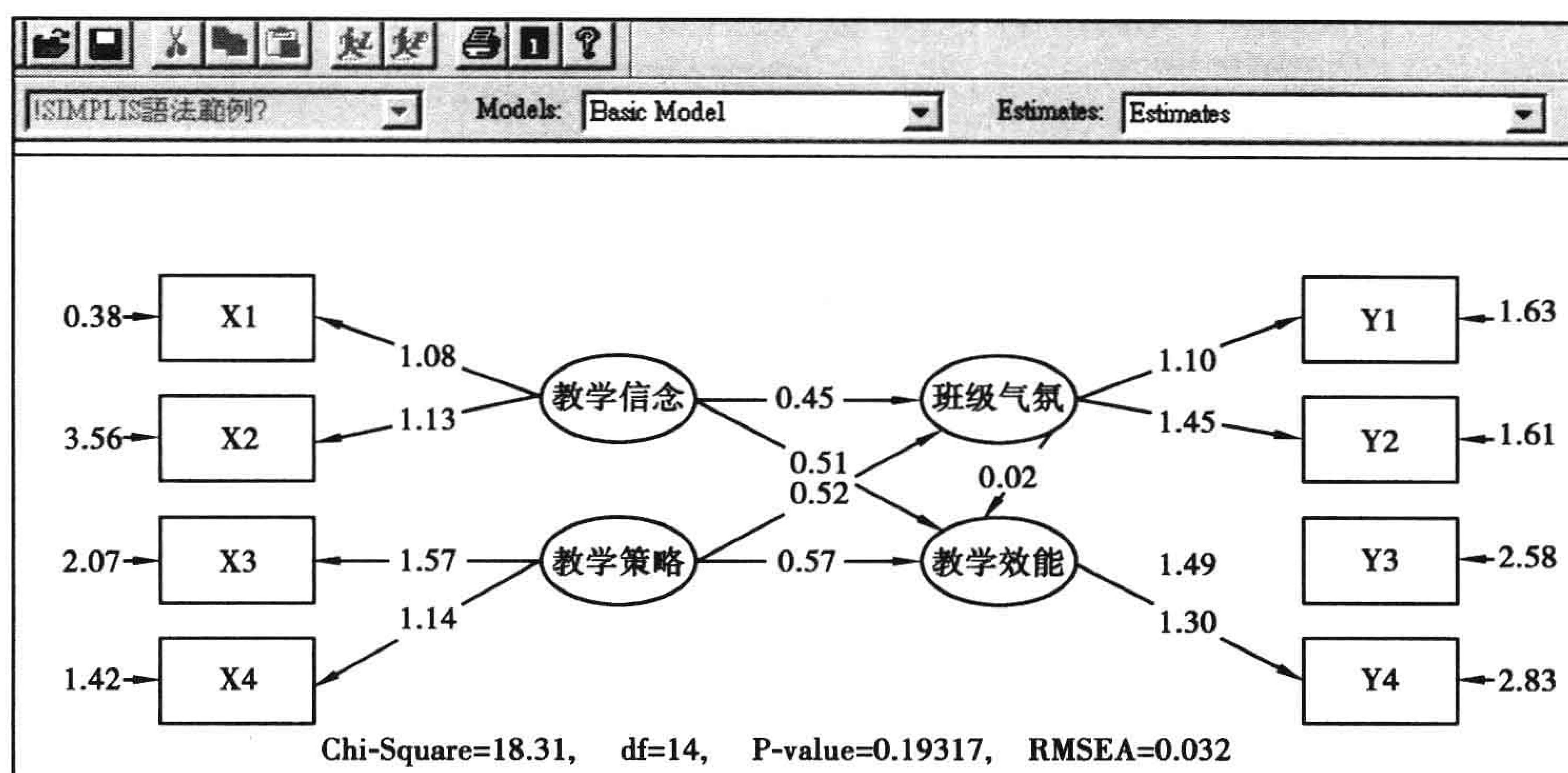


图 3-9

要呈现各种参数估计的模型图，可以直接于[Estimates]（估计）的下拉式选单中选取，或执行功能列【View】→【Estimations】程序，内包含六个选项：原始估计值模型图（Estimates）、标准化解值模型图（Standardized Solution）、模型概念图（Conceptual Diagram）、估计值显著性的 t 值模型图（t-Value）、修正指标模型图（Modification Indices）、期望参数改变值模型图（Expected Changes）等。

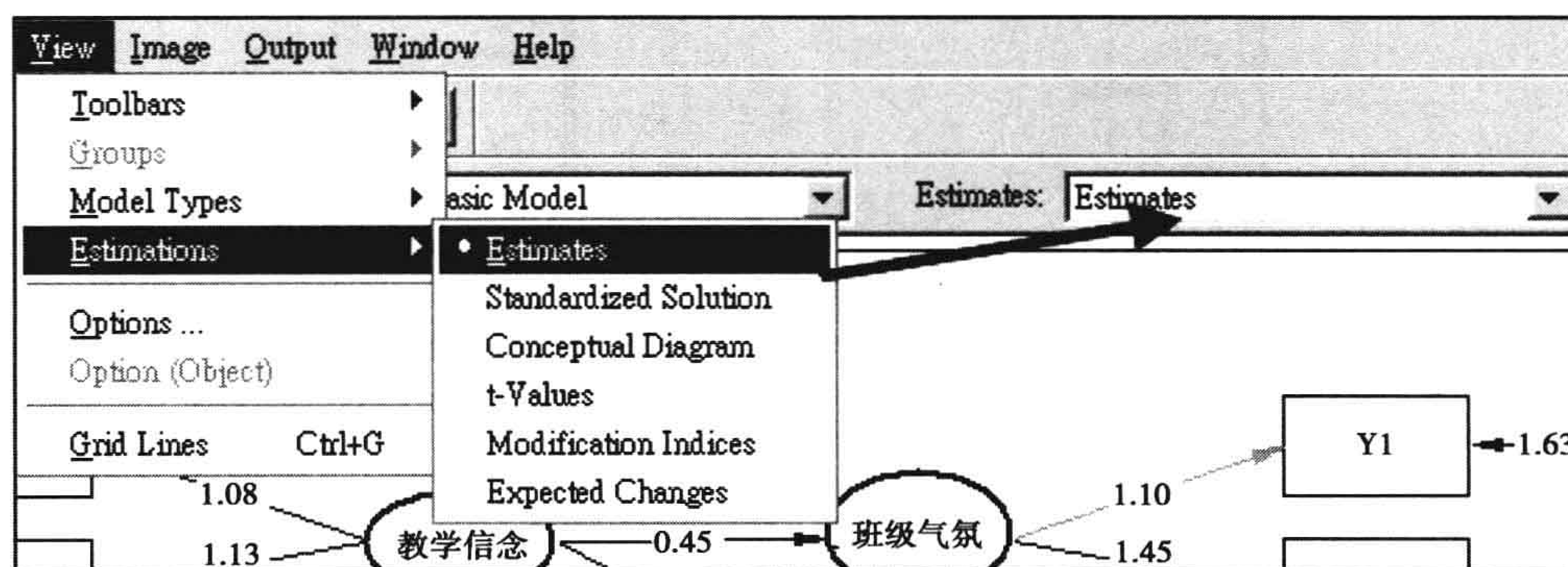


图 3-10

在完整的线性结构方程中，若同时包含测量模型、结构模型，则模型图有 5 种选项可供选择：执行功能列【View】→【Mode Types】（模型型态）程序，其下一级功能选项中包括：基本模型图（BasicModel）、X 模型图（X-Model）、Y 模型图（Y-Model）、结构模型图（Structural Model）、相关误差模型（Correlated Errors）等。

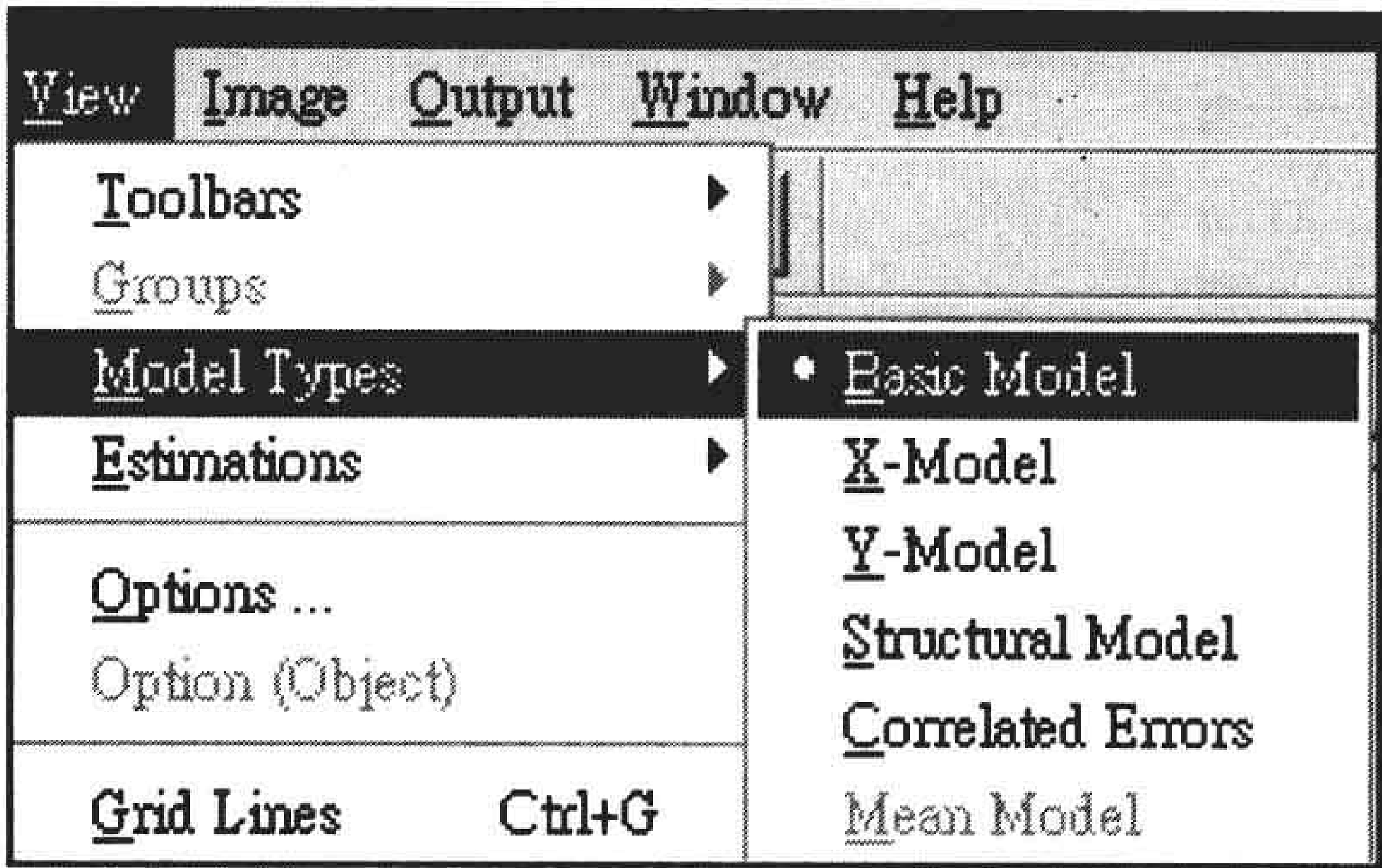


图 3-11

图 3-12，模型型态为基本模型，估计值为标准化解值的模型图。

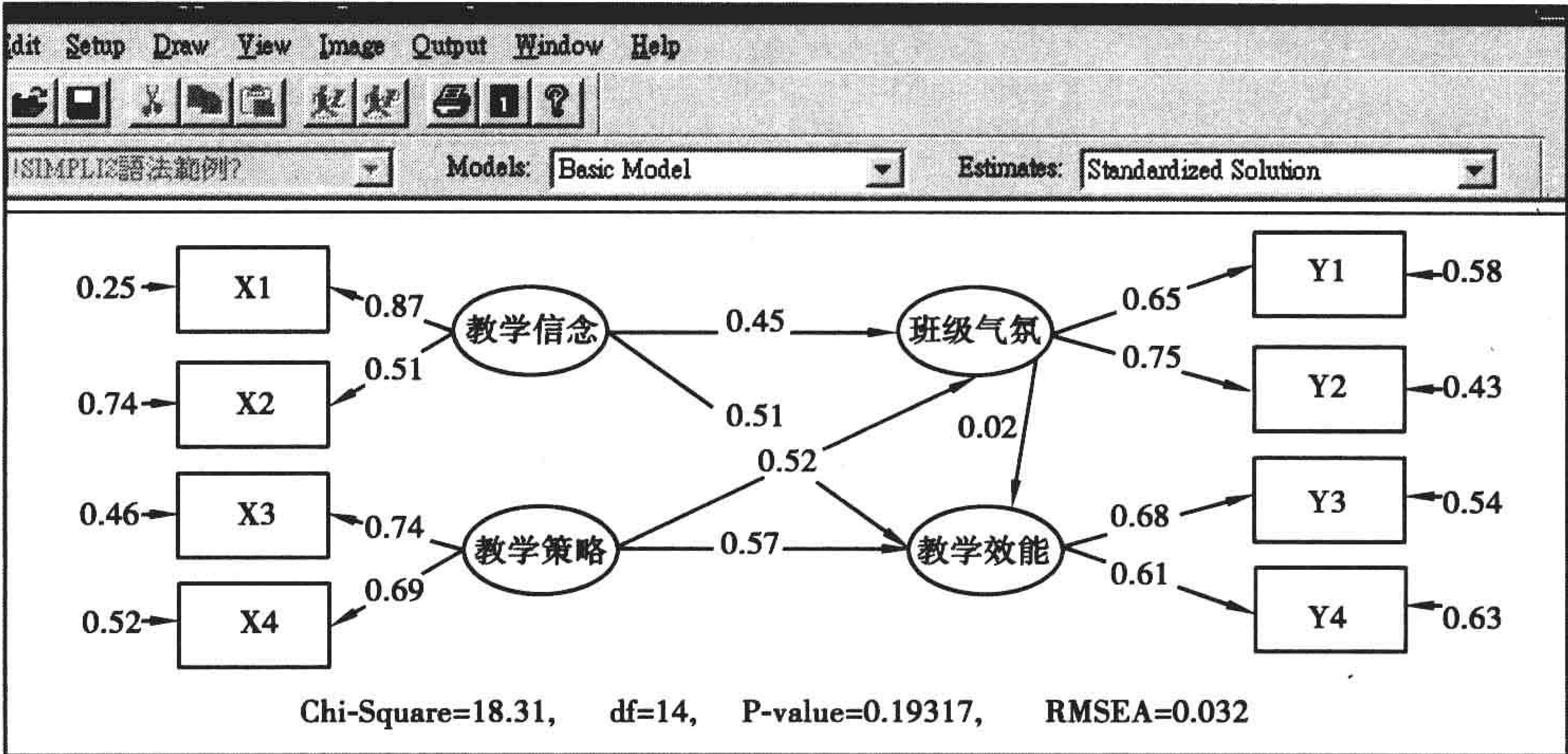


图 3-12　标准化解值模型图

图 3-13，模型型态为结构模型图(Structural Model)。

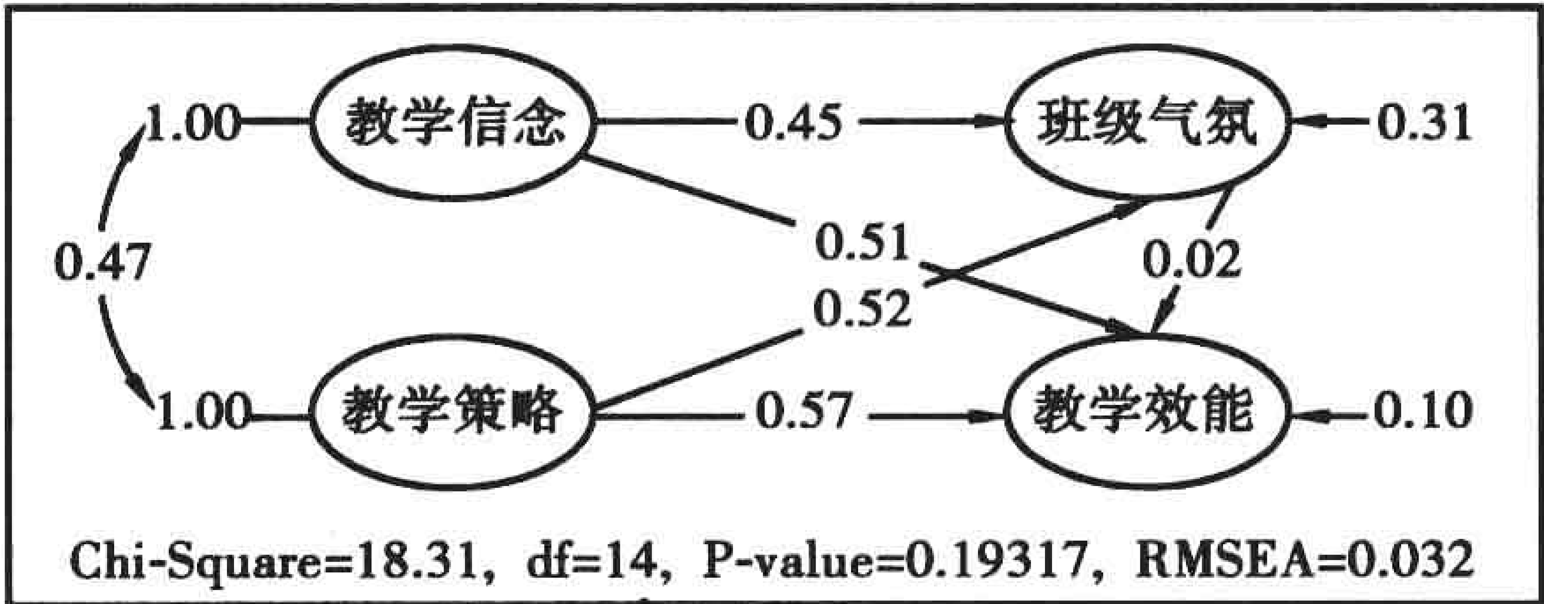


图 3-13　结构模型图

图 3-14 为 X 模型图(X-Model)(X 变量的测量模型，外因潜在变量间的关系)。
图 3-15 为 Y 模型图(Y-Model)(Y 变量的测量模型，内因潜在变量间的关系)。
图 3-16 为相关误差模型图(Correlated Errors)等，呈现显性变量的测量误差估计值。

在因果模型路径图的窗口中(Path Diagram Window)，可将模型图存成(＊.pth)的文件，其存盘类型为 Path Diagram (＊.pth)，模型图除可以存盘(Save As)、打印(Print)，也

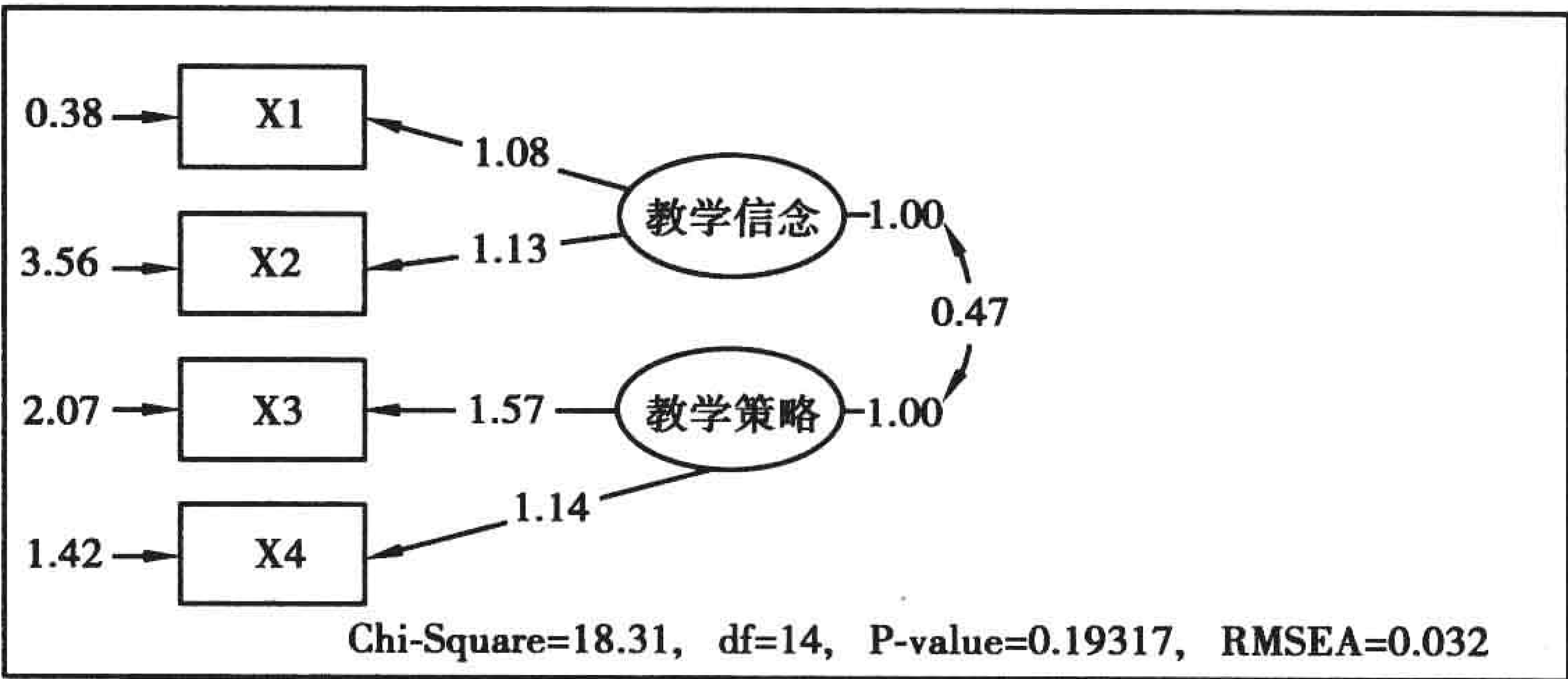


图 3-14 X 模型图

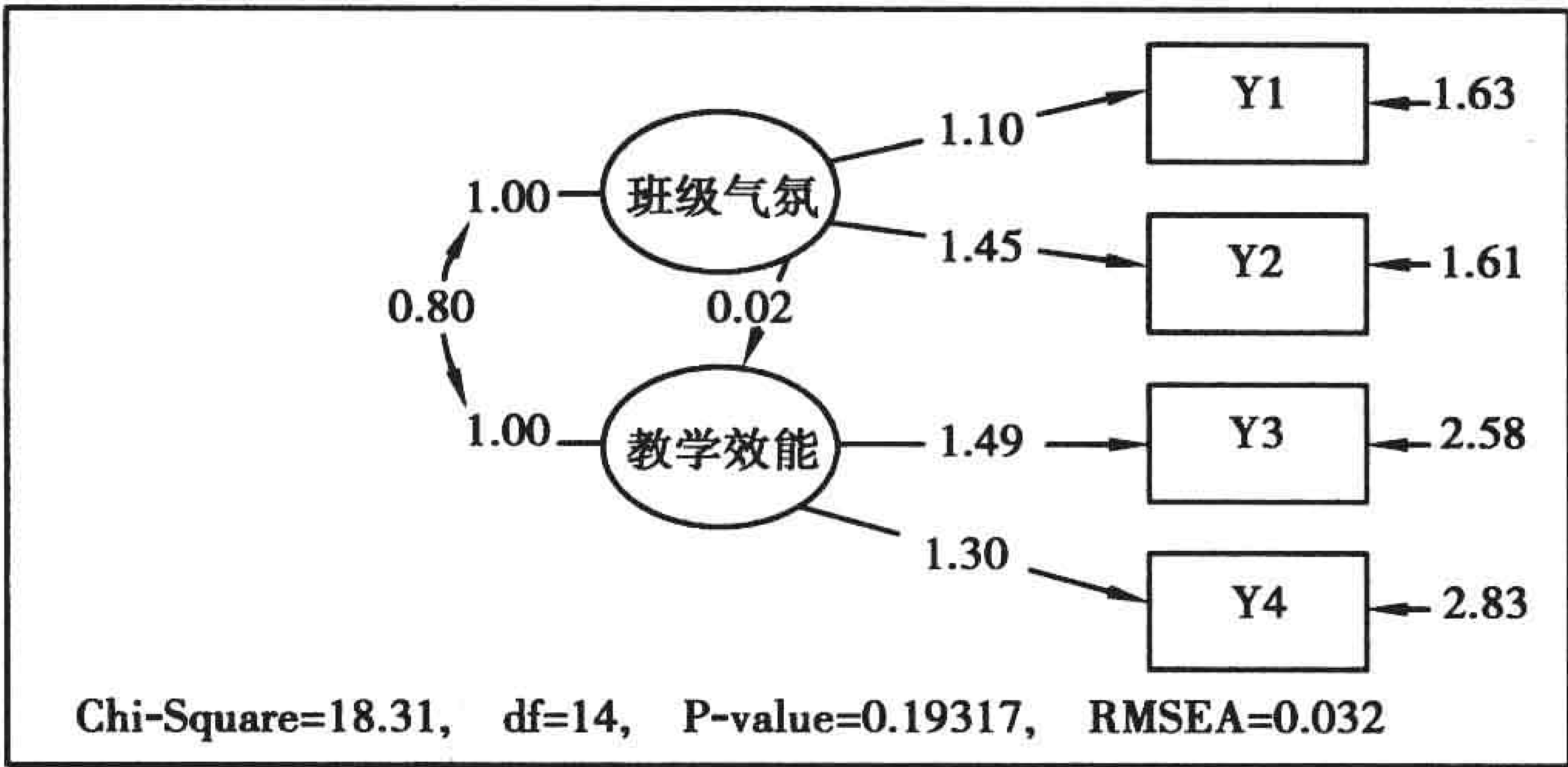


图 3-15 Y 模型图

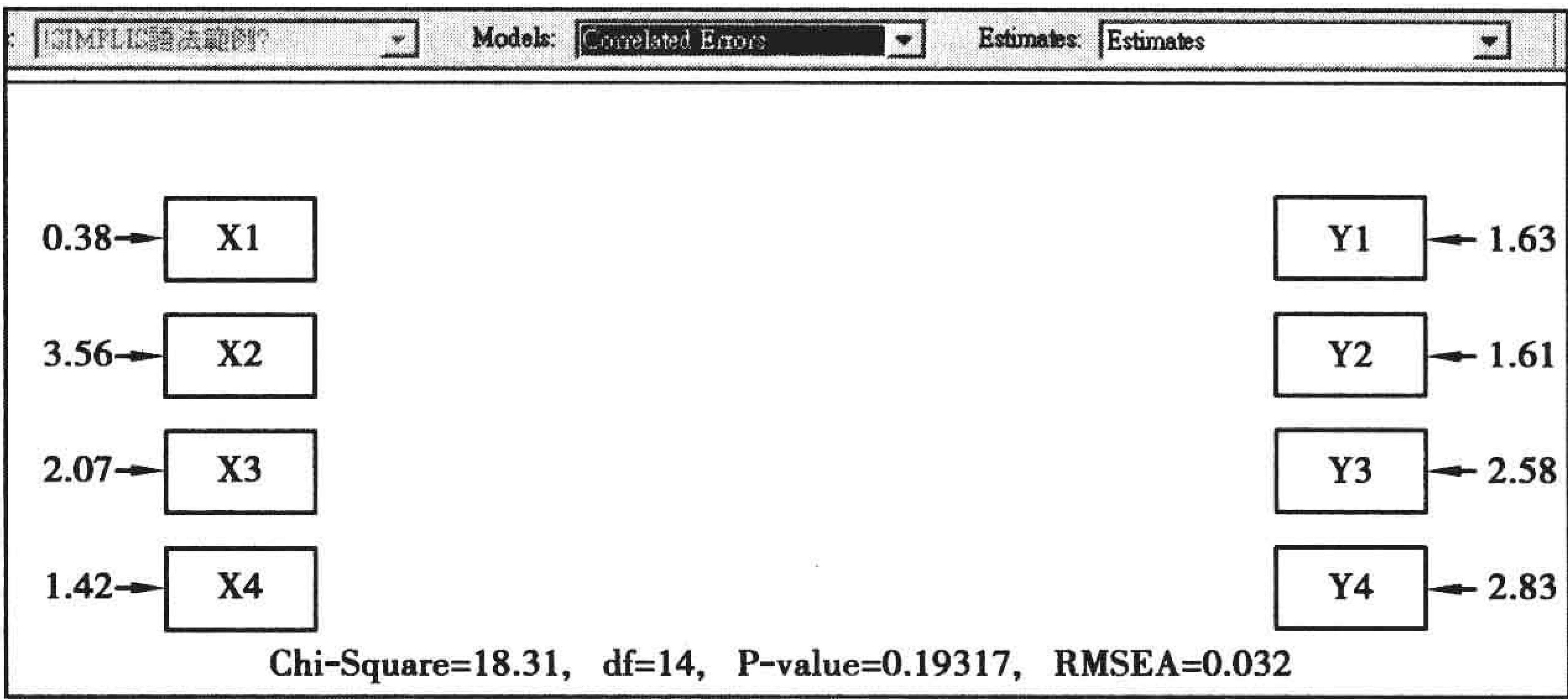


图 3-16

可以转换成“ * . gif”“ * . wmf”图档:执行功能列【File】→【Export As Gif file】程序,或执行功能列【File】→【Export As Metafile】程序即可。

此外,在因果模型路径图的窗口中,如果选取每个对象(观察变量、潜在变量或箭号),会出现八点控制点(箭号只有两个控制点),拉曳这些控制点,可以放大或缩小对象,或移动对象的位置。LISREL 绘制的因果模型图,各对象符号可以再编辑。

要美化模型图中的对象或更改各参数的字型、大小,可以执行功能列【View】→【Options...】(选项)程序,开启[选项](Options)对话窗口,在[对象型态](Type of Object)的下拉式选单中有:[X-Variables](X 变量)、[Y-Variables](Y 变量)、[Ksi-Variables]

(ξ 变量即为外因潜在变量或外衍潜在变量)、[Eta-Variables](η 变量即为内因潜在变量或内衍潜在变量)、[Fixed parameters](固定参数——预先将某一参数之估计值设定为一个常数,通常为 1)、[Free Parameters](自由参数——参数没有预先设定,由 LISREL 根据实际数据进行估计)等选项。选完对象的型态后,会出现[选项]的次一级对话窗口。

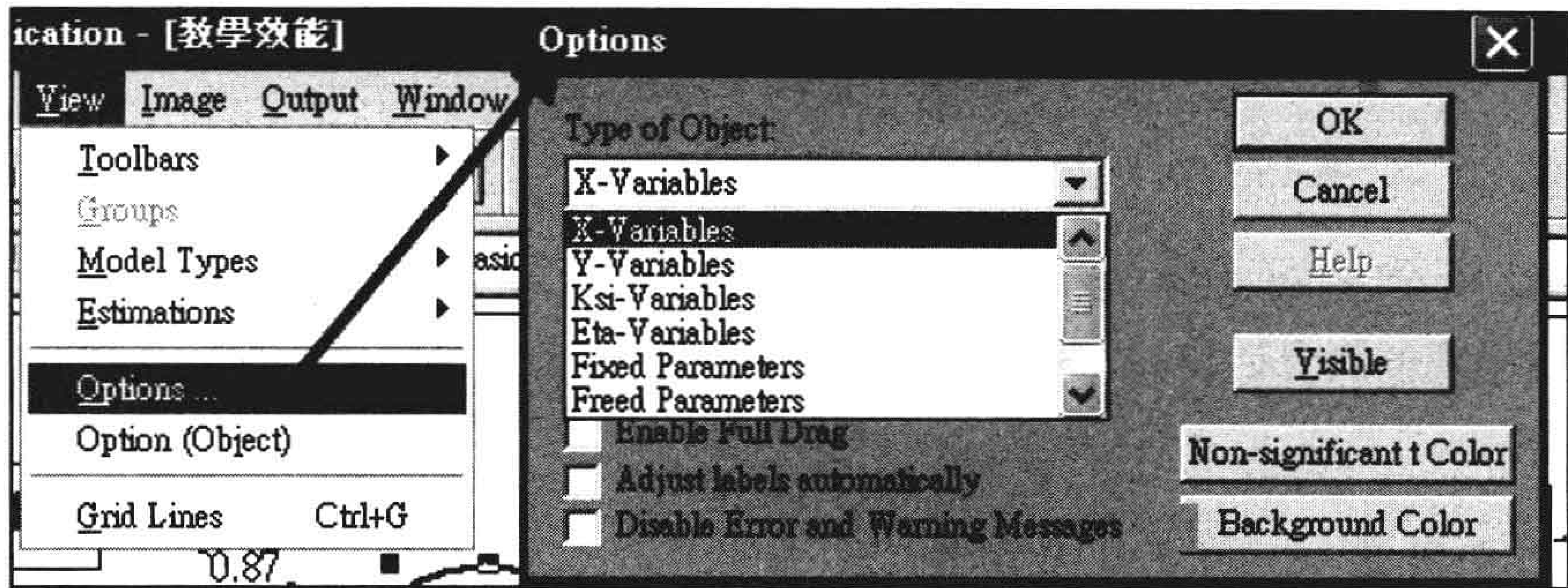


图 3-17

选好一个对象型态后,会出现此对象型态相对应的美化设定功能键,通常有四个:对象的边框粗细设定(Outline)、对象内颜色的设定(Fill Color)、对象边框的颜色(Outline Color)、字型的设定(Font)(包含字型大小、字型样式、字型、字集等),设定完后,按[OK]钮。

如果只更改一个对象,先选取此对象,再按鼠标右键,出现快捷菜单,选取[选项](Options)之后可开启[对象选项]的对话窗口。

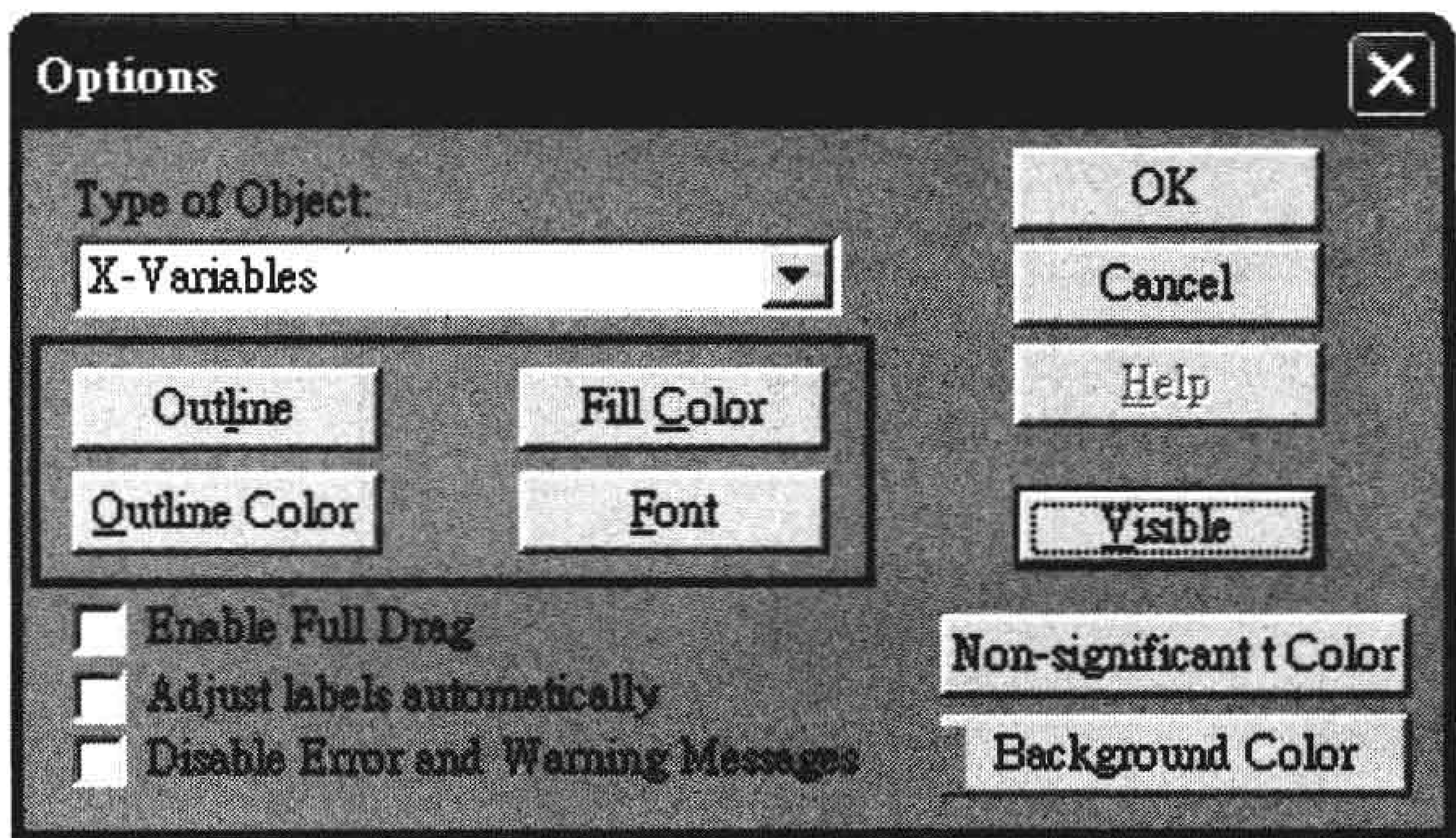


图 3-18

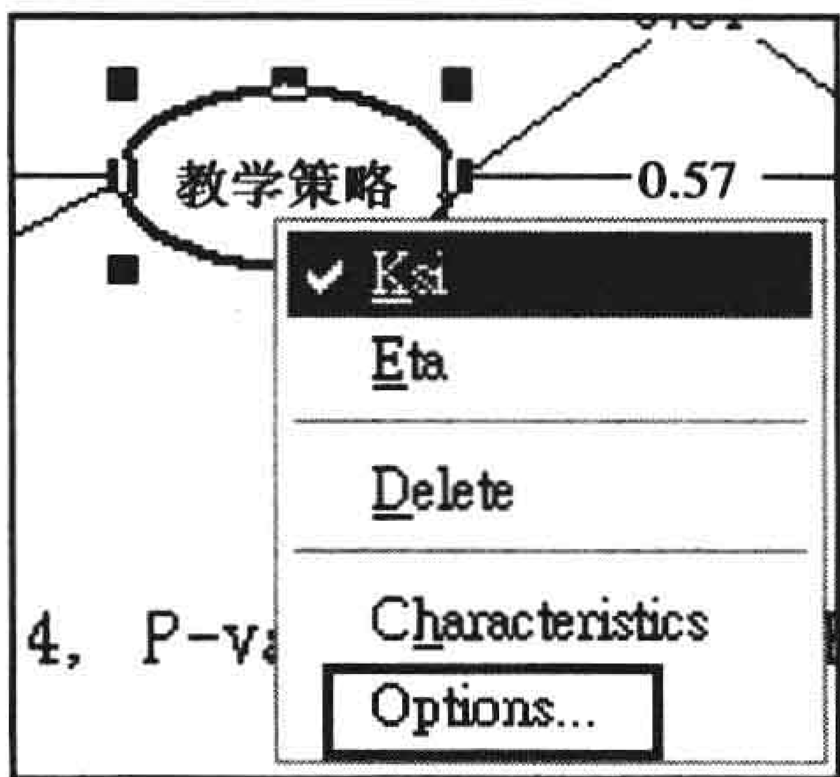


图 3-19

[对象选项](Options for Object)的对话窗口也有四个按钮选项:对象的边框粗细设定(Outline)、对象内颜色的设定(Fill Color)、对象边框的颜色(Outline Color)、字型的设定(Font)(包含字型大小、字型样式、字型、字集等)。

图 3-21 为在[对象选项]中按下[Outline]钮后呈现的次对话窗口,可以直接输入数字,以设定对象边框的粗细。

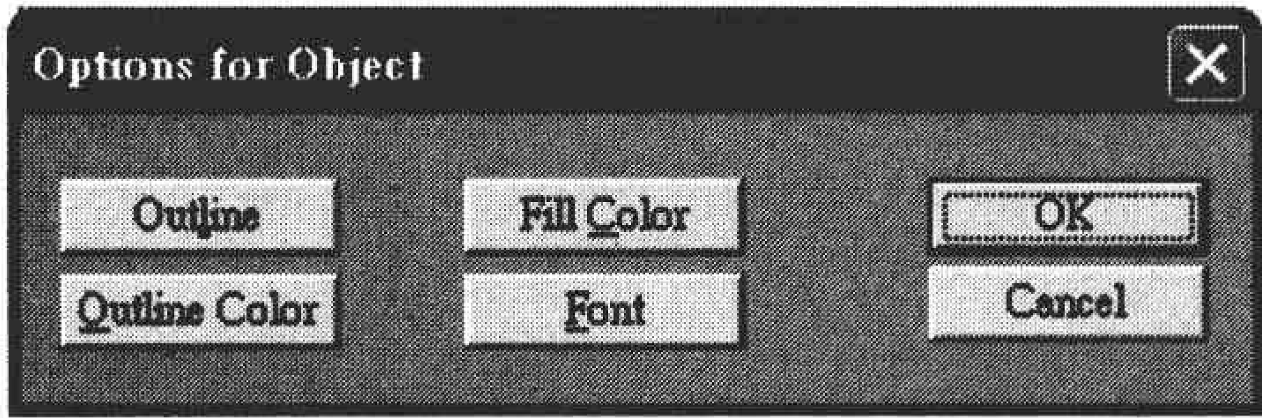


图 3-20

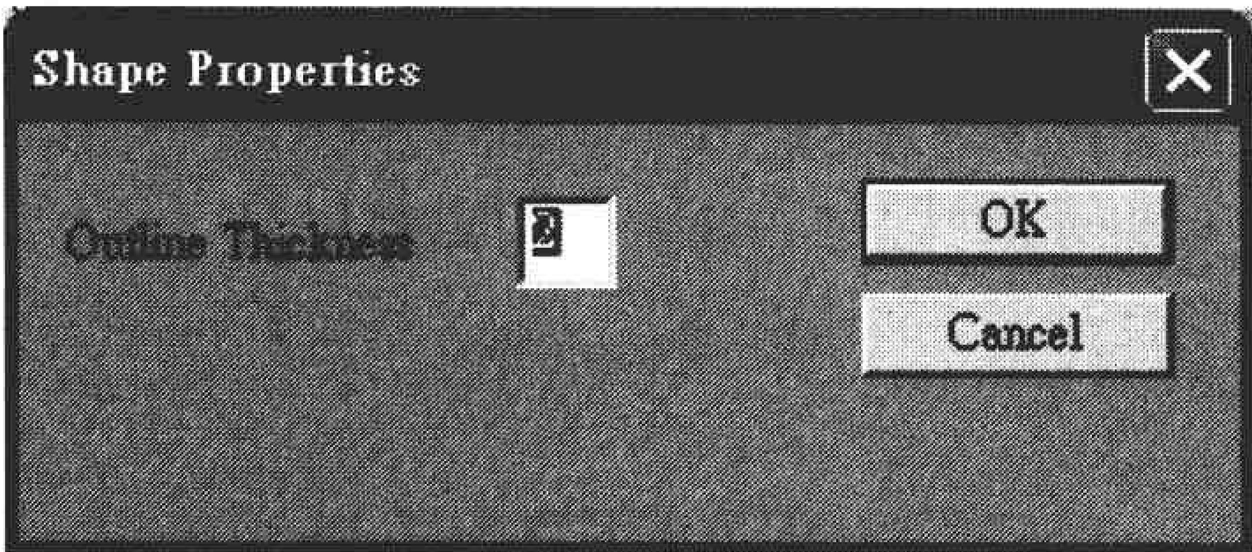


图 3-21

图 3-22 为在[对象选项]中按下[Fill Color]或[Outline Color]钮后呈现的次对话窗口,选取一种颜色,再按[确定]钮即可。

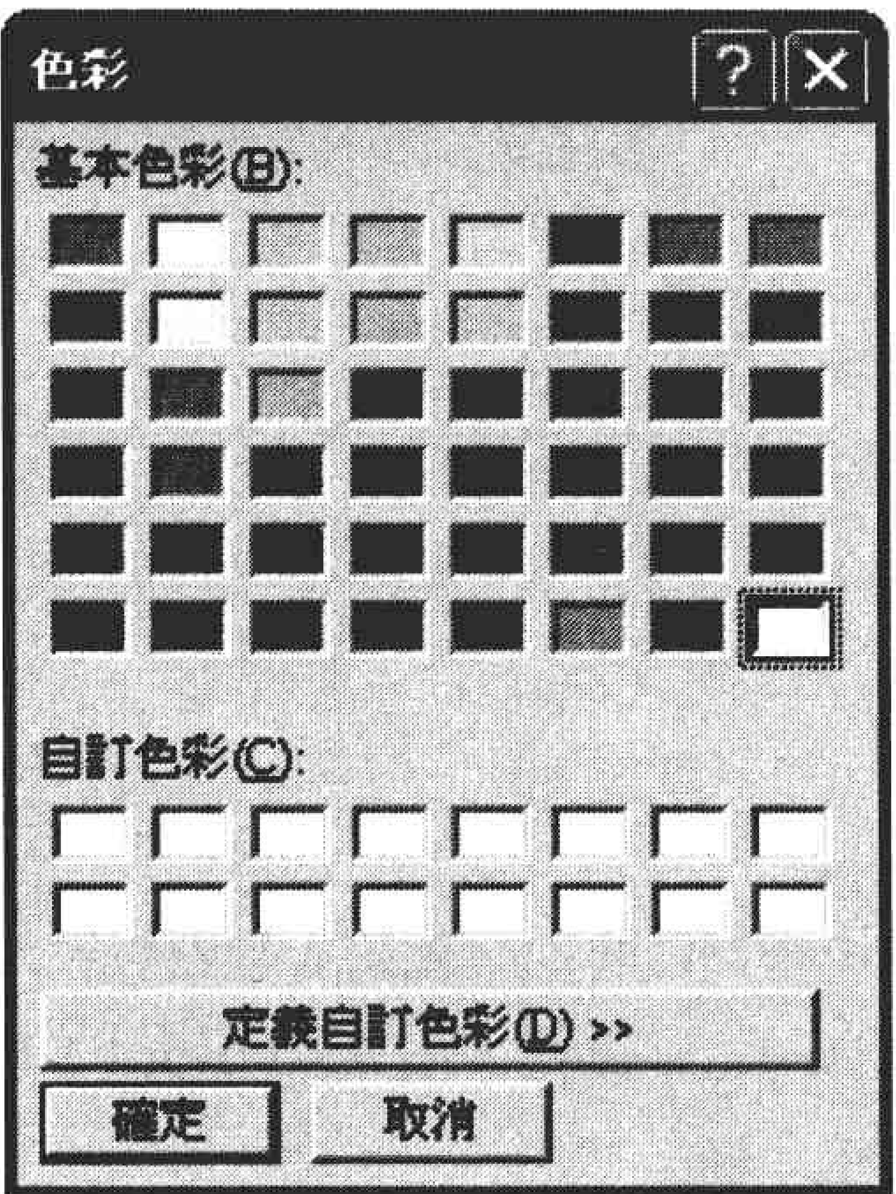


图 3-22

结果输出应用窗口(Output Window)

如果语法没有错误而模型又可聚合,结果输出窗口会依研究界定的输出选项参数,将结果呈现于此。

上述结果输出结果除可直接存成 Output Files (＊.out)的文件外,也可以转成 MS_WORD 文件(＊.RTF)、文本文件(＊.TEX)、网页文件(＊.HTM),转换输出文件到以上三种格式内容:执行功能列【File】→【Convert Output to RTF】或【Convert Output to TeX】或【Convert Output to HTM】程序。

下面的报表采用 SIMPLIS 内定的输出结果格式。

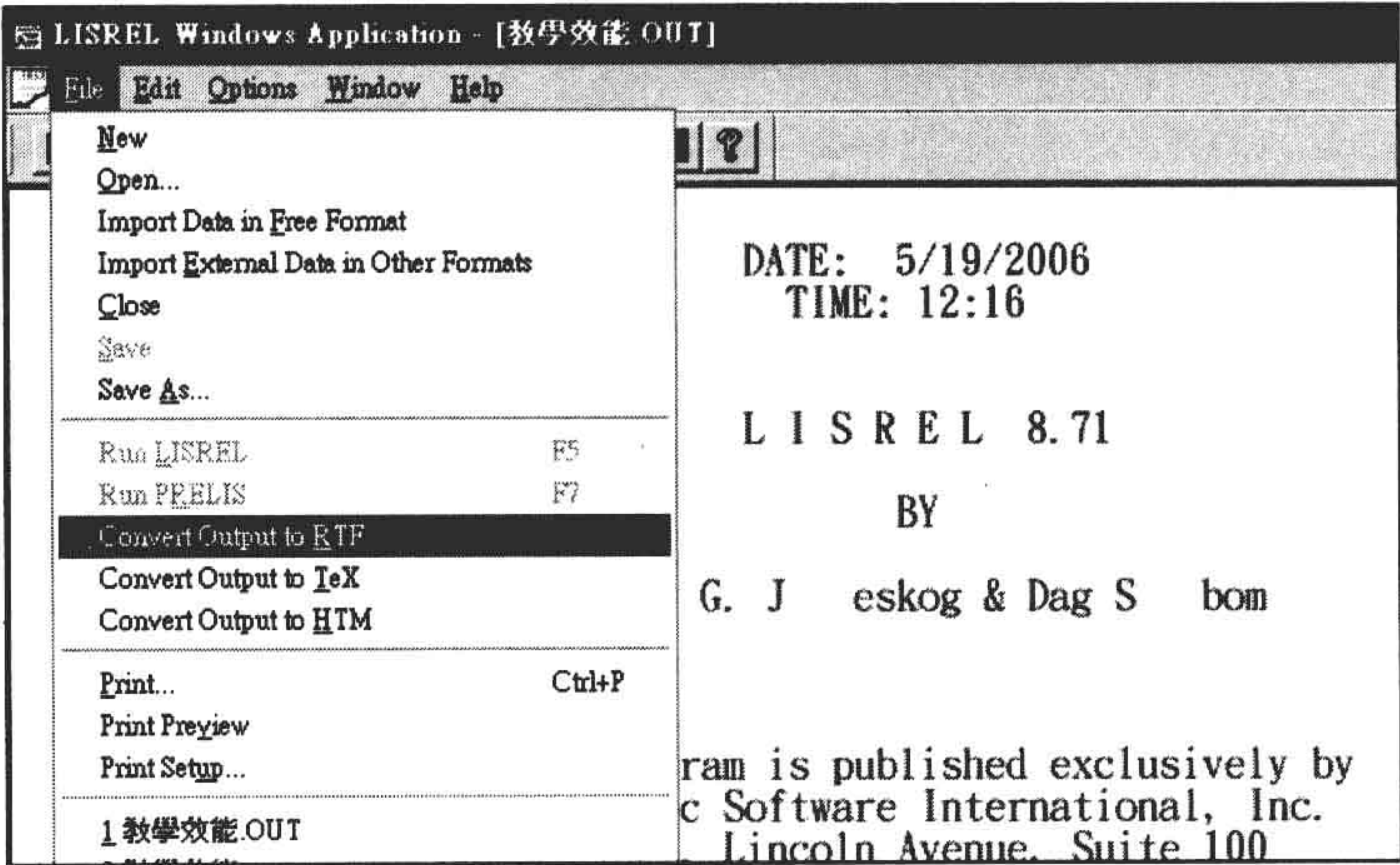


图 3-23

The following lines were read from file D:\model\教学效能.spj:

! SIMPLIS 语法范例

[1]Observed Variables:

Y1 Y2 Y3 Y4 X1 X2 X3 X4

```
[2]Correlation Matrix:
   1.000
   0.490  1.000
   0.350  0.387  1.000
   0.325  0.391  0.415  1.000
   0.412  0.447  0.450  0.437  1.000
   0.239  0.217  0.304  0.275  0.445  1.000
   0.321  0.394  0.462  0.352  0.301  0.300  1.000
   0.324  0.421  0.380  0.322  0.239  0.226  0.510  1.000
[3]Standard Deviation:
   1.682  1.927  2.189  2.125  1.245  2.198  2.127  1.652
[4]Sample Size = 300
[5]Latent Variables:
   教学信念  教学策略  班级气氛  教学效能
[6]Rationships:
   X1  X2 = 教学信念
   X3  X4 = 教学策略
   Y1  Y2 = 班级气氛
   Y3  Y4 = 教学效能
[7]Paths:
   教学信念  教学策略  班级气氛→教学效能
   教学信念  教学策略→班级气氛
[8]Path diagram
[9]End of Problem
```

【说明】

上表数据第一行呈现 SIMPLIS 的文件路径及存盘的文件名称(教学效能. spj),之后重复呈现 SIMPLIS 的语法程序。如要输出各种残差数据,在[End of Problem]上一行,可键入[Print Residuals]。上面语法中"数字[1]~[9]"为之后加上去,原始语法程序中不能出现。

[1]界定观察变量,作为潜在变量的指标变量共有八个:Y1,Y2,Y3,Y4,X1,X2,X3,X4,其顺序先界定 Y 变量(内衍潜在变量的显性变量)再界定 X 变量(外衍潜在变量的显性变量)。

[2]界定八个观察变量的相关矩阵。

[3]界定八个观察变量的标准差。

[4]界定样本数。

[5]界定四个潜在变量:教学信念、教学策略、班级气氛、教学效能。

[6]以[Rationships:]关键句界定四个测量模型。

[7]以[Paths:]关键句界定结构模型。

[8]界定输出因果模型路径图。

[9]语法结束。

```
! SIMPLIS 语法范例
Covariance Matrix
   Y1      Y2      Y3      Y4      X1      X2
 ------- ------- ------- ------- ------- -------
   Y1     2.83
```

Y2	1.59	3.71				
Y3	1.29	1.63	4.79			
Y4	1.16	1.60	1.93	4.52		
X1	0.86	1.07	1.23	1.16	1.55	
X2	0.88	0.92	1.46	1.28	1.22	4.83
X3	1.15	1.61	2.15	1.59	0.80	1.40
X4	0.90	1.34	1.37	1.13	0.49	0.82

Covariance Matrix

	X3	X4
X3	4.52	
X4	1.79	2.73

【说明】

上表数据为八个观察变量的协方差矩阵。

```
! SIMPLIS 语法范例
Number of Iterations = 14
```

【说明】

上表数据为迭代运算的次数,分析经过 14 次迭代运算而达到模型聚合。

```
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
Y1 = 1.10*班级气氛,Errorvar. = 1.63,R² = 0.42
                              (0.17)
                               9.36
Y2 = 1.45*班级气氛,Errorvar. = 1.61,R² = 0.57
     (0.16)                   (0.24)
      9.01                     6.83
Y3 = 1.49*教学效能,Errorvar. = 2.58,R² = 0.46
                              (0.30)
                               8.49
Y4 = 1.30*教学效能,Errorvar. = 2.83,R² = 0.37
     (0.15)                   (0.29)
      8.87                     9.93
X1 = 1.08*教学信念,Errorvar. = 0.38,R² = 0.75
     (0.087)                  (0.15)
     12.37                     2.61
X2 = 1.13*教学信念,Errorvar. = 3.56,R² = 0.26
     (0.14)                   (0.33)
      8.22                    10.78
X3 = 1.57*教学策略,Errorvar. = 2.07,R² = 0.54
     (0.13)                   (0.29)
     12.14                     7.12
X4 = 1.14*教学策略,Errorvar. = 1.42,R² = 0.48
     (0.100)                  (0.17)
     11.46                     8.32
```

Structural Equations

```
班级气氛 = 0.45 * 教学信念 + 0.52 * 教学策略,Errorvar. = 0.31,R² = 0.69
          (0.094)          (0.096)                    (0.10)
           4.77             5.40                       3.08
教学效能 = 0.024 * 班级气氛 + 0.51 * 教学信念 + 0.57 * 教学策略,Errorvar. = 0.095,R² = 0.90
       (0.11)          (0.21)          (0.14)                  (0.15)
       (0.89)          (0.12)          (3.62)                  (3.86)
```

Reduced Form Equations

```
班级气氛 = 0.45 * 教学信念 + 0.52 * 教学策略,Errorvar. = 0.31,R² = 0.69
          (0.094)          (0.096)
           4.77             5.40
教学效能 = 0.52 * 教学信念 + 0.59 * 教学策略,Errorvar. = 0.095,R² = 0.90
          (0.096)          (0.096)
           5.46             6.11
```

【说明】

上述为测量方程、结构方程之原始参数(parameter)估计值,每一个自由参数的方程式中,变量前面的数字为未标准化的参数估计值(unstandardized parameter estimate),其下括号内的数字为标准误(standard error),括号下的数字为估计值显著性检验的 t 值,t 值等于未标准化的参数估计值 ÷ 标准误。t 值绝对值若大于 1.96,表示达到0.05 的显著水平;t 值绝对值若大于 2.58,表示达到 0.01 的显著水平。未标准化的参数估计值表示自变量 1 单位的改变会导致因变量多少的改变量;正的符号,显示会造成因变量改变量的增加;负的符号,表示会造成因变量改变量的减少。未标准化的参数估计值的性质与传统回归分析中的回归系数(regression coefficients)类似。

参数估计值的标准误表示参数的数值被正确估计的程度,愈小的标准误有愈佳的估计值,但极端值的标准误(如接近 0),反而无法反映检验显著性统计量;相反的,一个甚大的标准误指标,无法使参数被实际数据合理地决定,亦即指标变量无法反映其潜在变量,采用最大概似法(ML 法)来估计原始参数的标准误,数据必须符合多变量正态性(multivariate normality)的假定才可以。

Errorvar. 右边的数字表示误差变异量(error variances),在测量模型中称为测量误差(errors in measurement),在结构模型中称为残差项(residual terms)。若是自由参数,误差变异量的估计值,也会出现其估计标准误与显著性检验的 t 值。

如果误差方差出现负值,表示模型的基本适配度指标不佳,输出的报表中会呈现下列的提示语:

W_A_R_N_I_N_G : Error variance is negative.

R^2表示多元相关的平方(squared multiple correlation),与传统回归分析中的决定系数相同,表示因变量(内因潜在变量)被自变量(外因潜在变量)解释的变异量,如"班级气氛 = 0.45 * 教学信念 + 0.52 * 教学策略,Errorvar. = 0.31,R^2 =0.69"行中的 R^2等于 0.69,表示班级气氛可以被教学信念、教学策略两个外因潜在变量解释的变异量为69%。

Correlation Matrix of Independent Variables

	教学信念	教学策略
教学信念	1.00	
教学策略	0.47	1.00

(0.07)
6.47

【说明】

上表数据为教学信念、教学策略两个自变量(外因潜在变量)间的相关矩阵。相关矩阵的对角线的数值为1。教学信念与教学策略间的相关为0.47,显著性检验的t值等于6.47(=0.47÷0.07),绝对值大于1.96,达到0.05的显著水平。

Covariance Matrix of Latent Variables

	班级气氛	教学效能	教学信念	教学策略
	--------	--------	--------	--------
班级气氛	1.00			
教学效能	0.80	1.00		
教学信念	0.69	0.80	1.00	
教学策略	0.73	0.83	0.47	1.00

【说明】

上表数据为四个潜在变量间共变矩阵,即潜在变量间相关系数矩阵。

Goodness of Fit Statistics【适配度统计量指标】
Degrees of Freedom = 14【自由度等于14】
Minimum Fit Function Chi-Square = 18.48 (P = 0.19)【最小适配函数卡方值】
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 18.31 (P = 0.19)【正态化最小平方加权卡方值,显著性概率值p = 0.19 > 0.05】
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 4.31【非集中化参数估计值-NCP】
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 19.56)【NCP值90%的置信区间】
Minimum Fit Function Value = 0.062【最小适配函数值】
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.014【总体差异函数值-F0】
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.065)【F0值90%的置信区间】
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.032【渐进残差均方和平方根- RMSEA值】
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.068)【RMSEA值90%的置信区间】
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.76【RMSEA值显著性检验】
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.21【期望跨效度指数- ECVI值】
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.19 ; 0.26)【ECVI值90%的置信区间】
ECVI for Saturated Model = 0.24【饱和模型的ECVI值】
ECVI for Independence Model = 3.90【独立模型的ECVI值】
Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 1151.52【有28个自由度之独立模型的卡方值】
Independence AIC = 1167.52【独立模型的AIC值】
Model AIC = 62.31【理论模型的AIC值】
Saturated AIC = 72.00【饱和模型的AIC值】
Independence CAIC = 1205.15【独立模型的CAIC值】
Model CAIC = 165.79【理论模型的CAIC值】
Saturated CAIC = 241.34【饱和模型的CAIC值】
Normed Fit Index (NFI) = 0.98【NFI值】

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.99【NNFI 值】
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.49【PNFI 值】
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00【CFI 值】
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00【IFI 值】
Relative Fit Index (RFI) = 0.97【RFI 值】
Critical N (CN) = 472.44【CN 值】
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.13【RMR 值】
Standardized RMR = 0.030【SRMR 值】
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98【GFI 值】
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.96【AGFI 值】
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.38【PGFI 值】

【说明】

上表为整体模型适配度检验的各种指标值,其中卡方值在自由度等于 14,其数值等于 18.31,显著性概率值 $p = 0.19 > 0.05$,未达显著水平,接受虚无假设。研究的虚无假设与对立假设如下:

对立假设:因果模型之路径图≠实际搜集数据
虚无假设:因果模型之路径图 = 实际搜集数据
或
H_1:观察数据的 S 矩阵≠假设模型隐含的 $\hat{\Sigma}$ 矩阵
H_0:观察数据的 S 矩阵 = 假设模型隐含的 $\hat{\Sigma}$ 矩阵

接受虚无假设,表示理论因果模型图与实际数据相契合或适配,表示观察数据所得的 S 矩阵可以契合假设模型隐含的 $\hat{\Sigma}$ 矩阵。此外,再从其他适配指标数值来看,RMSEA 值等于 0.032、SRMR = 0.03,均小于 0.05 的接受标准;GFI 值 =0.98、AGFI 值 =0.96、NFI 值 =0.98、NNFI 值 =0.99、CFI 值 =1.00、IFI 值 =1.00、RFI 值 =0.97,均大于 0.90 的接受标准;CN 值 = 472.44,大于 200,达到模型接受标准;而 RMR 值 =0.13(>0.05),PGFI 值 =0.38(<0.50)、PNFI 值 =0.49(<0.50),未达到模型可以接受标准。

在精简适配度指标方面,理论模型的 AIC 值等于 62.31,小于独立模型的 AIC 值(=1 167.52),也小于饱和模型的 AIC 值(=72.00);理论模型的 CAIC 值等于165.79,小于独立模型的 CAIC 值(=1 205.15),也小于饱和模型的 AIC 值(=241.34);此外整体适配度指标中 ECVI 值 =0.21,其数值很小,均表示模型的适配程度良好。整体而言,因果模型之路径图与实际数据可以适配。

上述适配指标中所谓的独立模型(independentmodel)或称虚无模型(null model)中所有变量的协方差均假设为 0,亦即所有变量间完全独立,所有显性变量间是完全不相关的。

3.2　模型估计的问题

使用 LISREL 去分析数据时,模型估计常见的问题如:①键入文件数据的语法错误,②数据文件本身的错误、数据和模型不合,如数据是对某些特定的模型是不适当的,或者是观察数据使用错误的模型等(Diamantopoulos & Siguaw, 2000, pp. 76-78)。

输入文件中的语法错误包括:(1)使用程序无法辨识的关键词或拼字错误,如界定要输出完全标准化解值的关键词为[SC],误键入为[CS];(2)遗漏必要的命令行,如漏打观

察变量或样本大小行;(3)命令行的逻辑错误,如有设定潜在变量关系的命令行,但先前却没有界定潜在变量;(4)使用无效指令名称;(5)变量与变量或关键词之间没有以空格键隔开等。以上的语法错误问题,在语法程序执行过程中很容易被 LISREL 侦测出来,并告知研究者。一般而言,大部分的 LISREL 的问题是用字或语法错误(Byrne, 1998, p. 66)

数据文件的错误则比较难以侦测出来,这些数据通常包含在协方差矩阵 S 中。LISREL 8.0 之后版本会自动侦测观察数据之协方差 S 矩阵内的元素个数是否过少(与观察变量行所界定的变量数目是否相符),或出现其他的不合法的特殊字符,如非数字型的文字或符号。LISREL 8.0 之后版本无法侦测出样本协方差 S 矩阵中是否含有过多的元素或是合法的不合理值,如有关一个计分从 1 到 5 的变量,出现超过 5 的数值或负数。若是数据文件协方差矩阵界定与观察变量界定的顺序不一样,LISREL 8.0 语法软件也无法侦测出来,此时会造成模型估计的严重的错误。

一个比较特别的有关数据的问题,是样本协方差 S 矩阵无法正定(positive definite)的问题。一个非正定的矩阵,或称奇异(singular)矩阵,其矩阵的行列式值(determinant)等于 0,其逆矩阵无法被估算出来,在此种情境下,许多需要用到此逆矩阵来计算的统计信息均无法被计算,且部分计算出来的统计指标也不可信,因而包含最大概似法的好几种估计程序皆要求 S 矩阵必须正定。碰到样本协方差 S 矩阵无法正定时,LISREL 会自动出现下列的提示语:

F_A_T_A_L E_R_R_O_R: Matrix to be analyzed is not positive definite.

S 矩阵无法正定的原因,通常是配对式删除(pairwie delection)遗漏数据所造成的,或是观察变量间发生线性相依(linear dependency)关系(即有多元共线性问题),配对式删除可能导致协方差矩阵与原先完整产出的数据组不同,同时配对式删除法对遗漏值的界定是严格的,但此严格的界定通常是不合理的假定(Wothke, 1993, p. 266)。对于配对式删除遗漏值的问题,可采用“列举删出”(listwise delection)遗漏值法,但此法必须在样本数够大,且遗漏值数据不多的情况下才可以应用。

由于 SEM 分析的协方差矩阵是由变量的数值转换而来,因此,矩阵中的要素就产生了一些限制的规则。第一个规则是所有在对角线的数值必须是正数(在协方差矩阵中,这些数值就是方差),如果在对角线的数值出现负数表示此数值是错误的;第二个规则是在对角线的数会限制对角线以外数值的可能范围;第三个规则是矩阵必须是非奇异的,因为矩阵若是奇异的,则无法估计出其逆矩阵;第四个规则必须符合三角不均等条件(triangular inequality condition)。当协方差矩阵违反以上规则时,即会出现非正定的问题(黄芳铭,2004)。

观察变量间的共线性问题,通常导因于以下几个原因:①数据中有极端值(outliers)的存在;②样本数比观察变量数还少;③模型中加入组合变量(composite variable)。所谓组合变量指的是在协方差矩阵中独立的两个或数个成分变量的总和。解决共线性无法正定的方法包括:①极端值的侦测与极端值的移除;②减少观察变量的个数;③移除重复的组合变量等。LISREL 8.0 版之后提供[Ridge]指令,采用平滑程序法(smoothing procedure)的技术,使用脊选项(ridge option)估计法,配合脊常数(ridge constant)来自动解决线性相依造成模型无法正定的问题,此方法是以一个常数乘以每一个在对角线的数值,再将其加到矩阵中,不断重复估算,直到负值消失。此外,研究者也可以考虑采用不

需要假定 S 矩阵必须正定的方法,如 ULS 法也可以。

另外一种非正定的问题是模型界定有关的问题,假设模型隐含的协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)并不是正定,此种情形通常是由不良的起始值(poor starting value)所造成的,严重的话迭代估算无法进行。此时 LISREL 程序执行时会出现以下的讯息:

F_A_T_A_L E_R_R_O_R: Unable to start iterations because matrix
SIGMA is not positive definite.
Provide better starting values.

上述问题的解决方法有二:一为研究者自己提供并设定起始值;二为先使用 ULS 估计法,再使用估计的结果值作为起始值,再进行模型参数的估计(Wothke,1993)。

假定程序可以进行迭代估算,LISREL 程序还可能碰到所谓"容许性检查"(admissibility check)或"容许性检验"(admissibility test)的问题。这项检验是 LISREL 进行到第 20 次迭代运算时,程序会自动检查估计值的合理性,如确认 LAMBDA-Y 及 LAMBDA-X 矩阵中不能有一列的数值均为 0,且 PHI(Φ)、PSI(Ψ)、THETA-EPS、THETA-DELTA 等矩阵均必须为正定,如果这些参数检验不在容许范围内,会出现下列讯息:

F_A_T_A_L E_R_R_O_R: Admissibility check failed

或

F_A_T_A_L E_R_R_O_R: Admissibility test failed.

如果出现以上的讯息,LISREL 会停止估计工作,在输出结果窗口出现一个警告讯息。研究者应该仔细检查模型和数据,看看是否是自己想要估计的。在 LISREL 中也可以将容许性检查功能关闭(AD = OFF),但一般均不建议关闭,除非在 Φ,Ψ,θ_ε,θ_δ 矩阵中,进行对角线 0 矩阵元素的设定(Joreskog & Sorbom, 1989, p. 278)。如不关闭容许性检查功能,研究者可以将容许性检查的迭代次数放宽,如设定 AD = 50,允许 LISREL 分析到第 50 次迭代时,才进行容许性检查。

即便容许性检验顺利进行,模型的参数估计还会碰到一个问题,那就是模型无法收敛(converge)。模型无法收敛的原因可能是:模型呈现非线性关系(非递归模型),模型非常不理想以致观察数据无法适配它,参数估计的起始值非常差,模型中加入太多不合理的相等化限制,某些关键性的参数无法被辨识(Bentler & Chou, 1987, p. 100)。若是经过内定的迭代运算次数(LISREL 预设的迭代运算的最高次数是自由参数个数的 3 倍),估计值还是无法收敛,LISREL 程序会自动停止估计,并出现下列警告讯息:

W_A_R_N_I_N_G: The number of iterations exceeded XX
XX 表示预设迭代的次数

W_A_R_N_I_N_G: Serious problems were encountered during minimization.
Check your model and data.

对于第一个讯息,最简单的解决策略就是放宽迭代的次数,设定一个较高的迭代次数,在 SIMPLIS 中的语法如下:

Options: IT = 100

对于第二个讯息,通常是由于实征性无法辨识的问题所造成的,这个讯息矩阵是奇异矩阵(几乎无法正定),其原因是变量间高度线性相依所造成的,研究者可以借由关键词[PC]以查看估计参数间的相关(Options: PC)。若是相关太高,要充分获得良好的参数估计值较不可能。此外,实征性无法辨识、无法收敛的问题,原因可能是数据所提供的讯息太少,有极端值及非正态性数据存在,过多的模型参数及模型叙列误差等。解决的

方法如:搜集更多的观察值样本,使用较少的参数来估计,使用较不会受限于正态分布假设的估计法(如 GLS 法),检验数据文件移除极端值,使用平滑程序技术,适当确认模型,对方差或协方差给予限制以产生合理的估计值等(Schumacker & Lomax, 1996, p. 27)。

第四章 SIMPLIS 的语法与实例解析

本章首先介绍 SIMPLIS 的指令与语法运用,次则以各种常见的模型图为实例说明变量间的设定关系。

4.1 SIMPLIS 的语法说明

SIMPLIS 为 SIMPLE LISREL 的缩写,其语法配合日常英文的语句与一般语句来表示,不像 LISREL 语法的复杂,会受到数学矩阵关系的困扰,因而研究者的可接受度较高,学习也较容易,而其功能与输出报表与原始采用 LISREL 语法结果大同小异。SIMPLE 的语法程序可以直接产生 SIMPLE 报表格式,也可以输出原始 LISREL 的报表,要输出 LISREL 的报表格式,使用关键词[LISREL Output:],并配合输出选项即可。

SIMPLIS 的语法包括三部分,第一部分数据读取及样本数的设定。在数据读取方面可以读取文本文件(固定格式的文件)建立的原始数据文件,或变量间的协方差矩阵,或变量间的相关矩阵。第二部分为观测变量、潜在变量的设定及潜在变量间关系的设定,即设定各测量模型及结构模型。第三部分为输出报表结果的设定。每一行指令结束时可以按[Enter]键直接换行,或以[;]分号表示指令结束,同一行中可用分号连接多个不同指令。此外,所有 SIMPLIS 的指令与指令后的冒号均要使用半角字,不能使用全角字体,否则会出现语法错误。此外,变量名称大小写是不相同的,但关键词与选择性选项不区分大小写,如界定残差值、标准化解值与修正指标,下列二者表示是相同的:

Options: RS SC MI(选项词为大写)

或

Options: rs sc mi(选项词为小写)

【注意】

在 SIMPLIS 语法窗口中写中文字或中文程序时,请直接在 SIMPLIS 语法窗口中键入、编辑或修改,切勿以微软 MS_WORD 应用软件来键入,然后再利用复制、贴上到 SIMPLIS 语法窗口中,若是半角字,如英文字、数字没有问题,但若是全角字,如中文字体,会产生语法格式凌乱的问题。因此建议研究者直接在 SIMPLIS 语法窗口中键入、编辑、修改,这样 LISREL 执行时语法程序比较不会有错误。

数据的读取与变量界定

模型标题的说明

模型标题的说明即为程序的抬头(Title),程序的抬头只是 SIMPLIS 语法的批注说

明,没有任何的功用,它是一个选择性指令,通常以[!]或[/ *]为起始字符,后面接中英文批注的说明。SIMPLIS 的关键词不能出现在 Title 中。

◇范例一:! 验证性因素分析或
　　　　Title【验证性因素分析】

◇范例二:! Confirmatory Factor Analysis 或
　　　　Title Confirmatory Factor Analysis

观察变量的设定

观察变量(或称显性变量或称指标变量)的指令为[Observed Variables]或[Observed Variables:]。在 SIMPLE 的语法中,各关键指令(keywords)后面的冒号可以省略。

语法:[Observed Variables:观察变量一　观察变量二　观察变量三……]

其中[Observed Variables:]为语法关键词,不能错误,字角及符号必须为半角字,后面为观察变量的名称,观察变量最多是八个字符,相当于八个英文字母、四个中文字;变量与变量之间要空一格,为便于区别,变量如为中文,可在变量的前后加上单引号(不加也可以)。变量可直接置于冒号的后面或键入于次一行中。上述变量若直接置放于冒号后面时,冒号与后面的变量间至少要空一格。观察变量名称必须是唯一的(unique),只能有一个,不可以重复出现,若是变量是由两个词构成,中间有空间时,要在文字号前面加上单引号,否则会被视是两个变量,如[‘MOT STA’]。

◇范例一:[Observed Variables: X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10]
　　　　或 Observed Variables:
　　　　X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10

上述变量名称后面为连续数字,可以短横线来说明变量的起始与结束,如
　Observed Variables:
　X1-X10
　或
　Observed Variables:
　X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10

◇范例二:[Observed Variables:“开放创新”　“积极革新”　“研发挑战”]
　或 Observed Variables:
　“开放创新”　“积极革新”　“研发挑战”

◇范例三:[Observed Variables:开放创新　积极革新　研发挑战]
　或 Observed Variables:
　开放创新　积极革新　研发挑战

上述观察变量或指标变量可能是量表的一个题项得分,或是一个量表几个题项的得分总和,包含数个题项者通常为量表的层面或构念的得分,单独题项或数个题项的分数以一个指标变量名称称之,即为观察变量。

在一个完整的结构方程模型中,研究者若是以协方差矩阵或以相关矩阵(以相关矩阵要增列变量的标准差)为分析数据文件,观察变量均为反映性指标(reflective indicators),即观察变量为“果变量”,而潜在变量为“因变量”,指标变量可以反映其建构的潜在变量构念。其观察变量要先呈现的是内衍潜在变量 η 的观察变量(Y 变量),再呈现外衍潜在变量 ζ 的观察变量(X 变量)。

◇范例四:
　Observed Variables:

Y1 Y2 Y3 Y4 Y5 Y6 X1 X2 X3 X4 X5

潜在变量的设定

潜在变量包含外衍潜在变量（或称外因潜在变量）及内衍潜在变量（或称内因潜在变量），其指令关键词为[Latent Variables]或[Latent Variables:]

语法:[Latent Variables:潜在变量一　潜在变量二　潜在变量三……]

其中[Latent Variables:]为语法关键词，不能错误，字符及符号必须为半角字，后面为潜在变量的名称，潜在变量与潜在变量之间至少要空一格，为便于区别，变量如为中文，可在变量的前后加上单引号。潜在变量可直接置于冒号的后面或键入于次一行中。上述变量直接置放于冒号的后面时，冒号与后面的潜在变量间至少要空一格。潜在变量名称必须是唯一的（unique），与观察变量一样只能有一个，不可以重复出现，若是变量是由两个文字号构成，中间有空间时，要在文字号前面加上单引号，否则会被视为是两个变量。若是模型中没有潜在变量，如路径分析模型契合度的检验，则不用界定潜在变量。

关键词[Latent Variables:]，也可以用指令[Unobserved Variables:]代替。

◇范例一:[Latent Variables: Y1 Y2 Y3 Y4]

或 Latent Variables:
Y1 Y2 Y3 Y4
或 Latent Variables:
Y1-Y4

◇范例二:[Latent Variables:组织文化　稳定运作　目标成就]

或 Latent Variables:
组织文化　稳定运作　目标成就

文件的格式与读取

原始数据文件（固定格式）的读取

语法:Raw Data From File 路径及文件名称，其中[Raw Data From File]为语法关键词。

◇范例一:[Raw Data From File d:/cfa_1/cfa001.dat]

范例一的原始数据文件置放于 D 盘文件夹 cfa_1 中，文件名为 cfa001.dat。

假设有十个观察变量 X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10，其[cfa001.dat]数据文件的建档如下:其中数据文件的顺序必须与观察变量出现的顺序相呼应，其次是原始数据文件必须为固定格式的文件，数据文件的内容不能有变量名称。如果研究者是以 SPSS 数据文件建文件，可直接将 SPSS 数据文件（*.sav）转存，其扩展名为*.dat:执行功能列[文件]/[另存新文件]程序，出现[储存数据为]的对话窗口，在[存档类型]中选取[固定 ASCII（*.dat）]选项，输入文件名，按[储存]钮即可。下列为固定格式的数据文件:

```
5 4 5 4 5 3 2 5 4 5
7 4 4 6 3 2 1 4 5 7
4 3 2 1 6 5 7 3 2 1
. . . . . . . . . .
. . . . . . . . . .
```

原始数据以协方差矩阵存放的，其使用的语法关键词为[Covariance Matrix]或[Covariance Matrix:]，协方差矩阵通常行数较少，直接存放于 SIMPLIS 的语法程序中较为简便。在一个完整的结构方程模型中，内因潜在变量的观察变量（Y 变量）要放在前

面，外因潜在变量的观察变量（X 变量）要放在 Y 变量的后面。三个 Y 指标变量及三个 X 指标变量，以协方差矩阵方式呈现，其顺序如下：

```
      Y1 Y2 Y3 X1 X2 X3
Y1
Y2
Y3
X1
X2
X3
```

◇范例二：

```
Covariance Matrix:
1.26
0.68  3.24
1.34  1.29  4.87
2.25  1.28  0.76  3.32
0.36  0.31  2.29  0.30  2.92
0.28  0.46  0.39  1.49  0.29  1.27
```

若将协方差矩阵置于 LISREL 外部，需要改为下列语法：

[Covariance Matrix From File 路径及文件名称]

◇范例三：

[Covariance Matrix From File d:/cfa_1/cfa001.cov]，上述协方差矩阵的文件名称为 cfa001.cov，置放于 D 盘文件夹 cfa_1 内。

其中 cfa001.cov 的数据文件如下，在数据文件中只能有数字，不能出现变量名称：

```
1.26
0.68  3.24
1.34  1.29  4.87
2.25  1.28  0.76  3.32
0.36  0.31  2.29  0.30  2.92
0.28  0.46  0.39  1.49  0.29  1.27
```

若要在程序中放入平均数与标准差，可在协方差矩阵下方输入下列语法：

平均数语法：[Means：平均数一　平均数二　平均数三　平均数四……]

标准差语法：[Standard Deviation：SD1 SD2 SD3 SD4 SD5……]

◇范例四：上述六个变量的平均数

```
Means:3.28  4.25  4.31  3.98  4.01  3.29
或 Means:
3.28  4.25  4.31  3.98  4.01  3.29
```

◇范例五：上述六个变量的标准差

```
Standard Deviation:
1.98  0.99  1.86  1.57  1.87  1.13
或 Standard Deviation: 1.98  0.99  1.86  1.57  1.87  1.13
```

关键词[Means：]、[Standard Deviation：]与后面的第一个数字间要空一格（空格在冒号的后面），而数字与数字间至少也要空一格。

若采用相关矩阵，则使用关键词[Correlation Matrix]或[Correlation Matrix：]

◇范例六：上述六个变量的相关矩阵

```
Correlation Matrix
```

1.00					
0.58	1.00				
0.24	0.65	1.00			
0.78	0.15	0.34	1.00		
0.65	0.36	0.79	0.05	1.00	
0.24	0.35	0.54	0.18	0.19	1.00

上述相关矩阵的对角线数值为1.00,在 SEM 完整模型分析中,同时有观察变量及潜在变量,若以相关矩阵为原始分析数据,还要键入各变量的标准差,以估算方差协方差矩阵。研究者如要将原始数据转换成协方差矩阵或相关矩阵,可以借用 SPSS 统计应用软件的[分析]/[相关]程序来执行,此外,SPSS 统计软件也可快速利用描述统计量求出各观察变量的平均数与标准差。

样本大小的设定

语法:[Sample Size = 样本数]
[Sample Size =]为关键词,样本数为一个整数数值
◇范例:
[Sample Size = 670],分析的样本数目共有670位。
或 Sample Size 670
或 Sample Size: 670

测量模型与结构模型的设定

测量模型的设定

假设在一个 SEM 模型中,fact1,fact2,fact3,fact4 为四个潜在变量,而 X1,X2 为 fact1 潜在变量的观察变量;X3,X4,X5 为 fact2 潜在变量的观察变量;X6,X7,X8 为 fact3 潜在变量的观察变量;X9,X10 为 fact4 潜在变量的观察变量。则其四个测量模型的设定如下:

语法:[Relationships:观察变量一　观察变量二…… = 潜在变量]

[Relationships:]为关键词,其同义字为 Relations 或 Equations,以等号来界定观察变量与潜在变量,等号左边为观察变量,等号右边为潜在变量。若是变量间有因果关系,则等号的左边变量为箭号所指的变量(TO variables),即为"果变量";而等号的右边变量为箭号起始处的变量(FROM variables),即为"因变量"。

在测量模型中的基本语法为:
观察变量……观察变量 = 潜在变量
在结构模型中的基本语法为:
果变量(内因潜在变量) = 因变量(外因潜在变量)
◇范例一:
```
Relationships:
X1 X2 = fact1
X3 X4 X5 = fact2
X6 X7 X8 = fact3
X9 X10 = fact4
```
上述范例中,有四个潜在变量 fact1,fact2,fact3,fact4,观察变量 X1,X2 为潜在变量

fact1 的指标变量；观察变量 X3，X4，X5 为潜在变量 fact2 的指标变量；观察变量 X6，X7，X8 为潜在变量 fact3 的指标变量；观察变量 X9，X10 为潜在变量 fact4 的指标变量。上述关系表示有四个测量模型。

潜在变量是无法观察到的特质或概念，没有定义量尺，因此，必须赋予或定义量尺，其方法有二：一是将潜在变量的方差设定为 1.00，将其方差设定为1.00，即将测量单位标准化，上述[Relationships:]语法范例就是将潜在变量的方差界定为 1.00 的方法；二是将潜在变量的量尺等化任何一个反映的观察变量，学者认为应当选择最有信度的那一个观察变量。若是潜在变量只有一个测量指标，则必须将其误差项的值设定为 0(黄芳铭，2005)。上述语法程序可以改写为以下形式：

◇范例二：

```
Relationships:
X1     = 1 * fact1
X2     = fact1
X3     = 1 * fact2
X4 X5  = fact2
X6     = 1 * fact3
X7 X8  = fact3
X9     = 1 * fact4
X10    = fact4
```

上面范例中第二行表示 fact1 潜在变量用 X1 观察变量来等化，等化表示将潜在变量 fact1 的测量单位与其指标变量 X1 的测量单位设定相同，潜在变量 fact1 对指标变量 X1 的路径系数参数固定为 1，不予估计。第四行表示 fact2 潜在变量用 X3 观察变量来等化，第六行表示 fact3 潜在变量用 X6 观察变量来等化，第八行表示 fact4 潜在变量用 X9 观察变量来等化。

若研究想设定起始值(starting value)，以解决模型无法聚合问题，语法如下：

X1 = (1) * FACT1

上述符号不同于

X1 = 1 * FACT1

前者数字 1 前后加上括号()，表示以 1 作为起始值，开始进行模型估计；后面的数字 1，表示为固定参数，将路径参数设定为 1，不予估计。

如果研究者想将指标变量的起始估计值设成 0.5，则格式如下：

X1 = (0.5) * FACT1

◇范例三：

以下述结构模型关系而言，以[Relationships:]关键词表示如下：

Relationships:

知识管理　组织学习 = 主管领导

⇒表示主管领导变量直接影响知识管理变量，主管领导变量也直接影响到组织学习变量。

Relationships:

组织效能 = 知识管理　组织学习

⇒表示知识管理变量、组织学习变量均直接对组织效能变量产生影响。

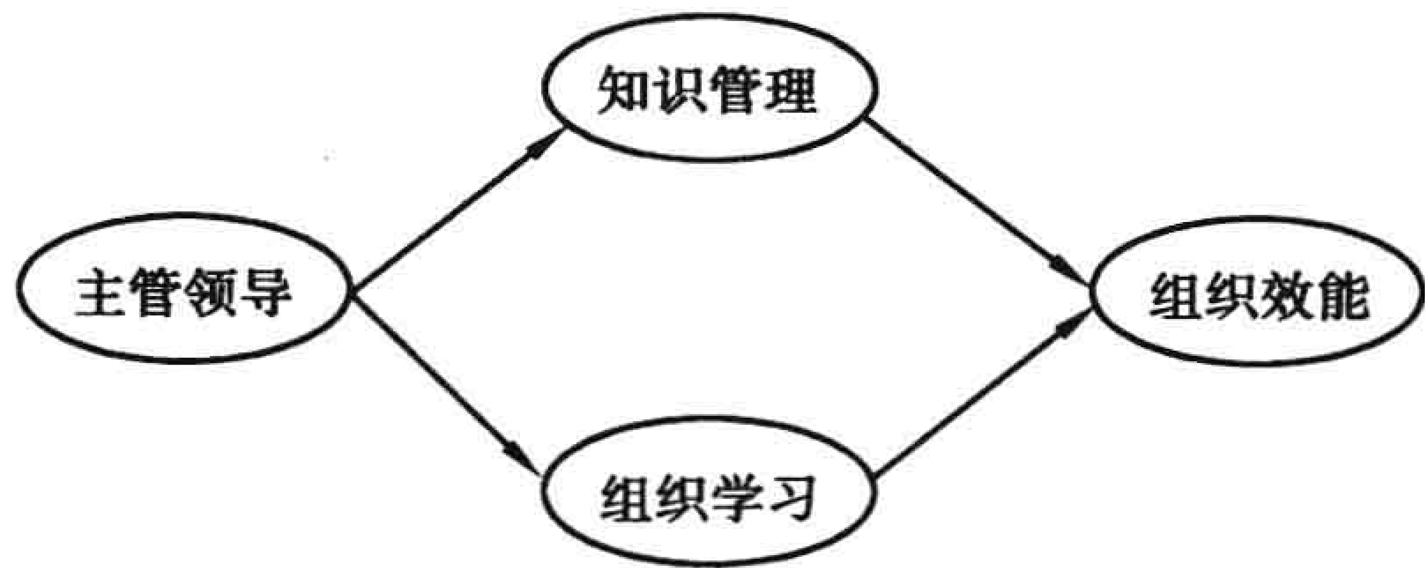


图 4-1

结构模型的设定

结构模型即在设定外因潜在变量(自变量)与内因潜在变量(因变量)间的关系,其关键词为[Paths:],[→]符号的左边为“因变量”(From variables),右边为“果变量”(To variables),它是上述[Relationships]关键词的另一种表示法,两个模型所代表的意义均相同,但其“因变量”(自变量)与“果变量”(因变量)的位置表示法刚好相反。

语法:[Paths:外因潜在变量→内因潜在变量一 内因潜在变量二]
或[Paths:因变量](From variables)→[果变量](To variables)]
或[Paths:自变量→因变量]

[Paths:]也可以设定测量模型,其语法如下:
[Paths:潜在变量→ 观察变量一 观察变量二 观察变量三]

◇范例一:
上述测量模型中的范例一如以[Paths:]设定,可改写如下:

Paths:
fact1 → X1 X2
fact2 → X3 X4 X5 或 fact2 → X3 X5
fact3 → X6 X7 X8 或 fact3 → X6 - X8
fact4 → X9 X10

以图 4-2 结构模型为例,潜在变量间的关系设定如下:
◇范例二:

Paths:
ξ1 → η1 η2 η3
η1 → η2 η3
η2 → η3
或 Paths:
ξ1 η1 η2 →η3
ξ1 η1 →η2
ξ1 → η1

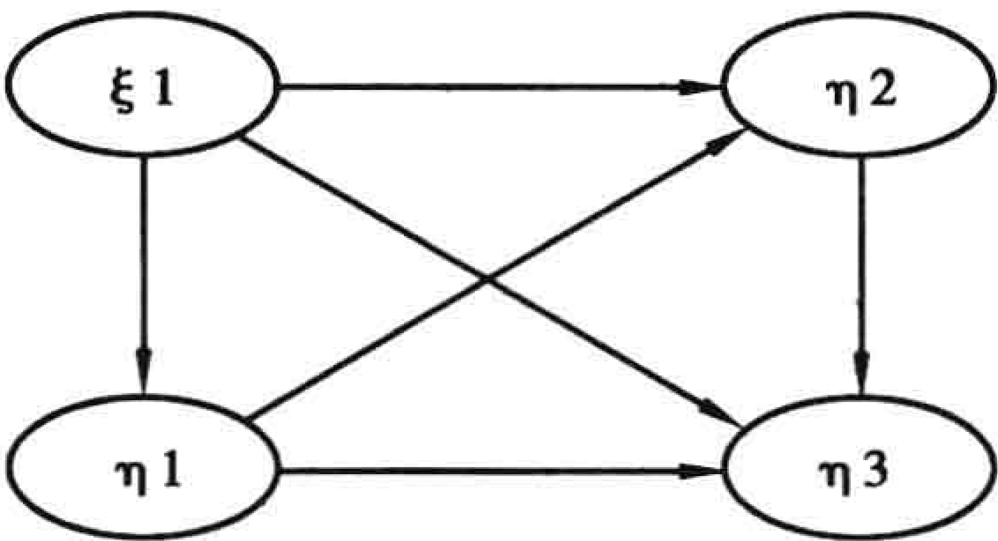


图 4-2

上述结构模型如改以[Relationships:]语法撰写,则为如下形式:
◇范例三:

Relationships:
η1 η2 η3 =ξ1
η2 η3 =η1
η3 =η2

上述知识管理结构模型以 Paths:的形式,表示如下:

◇范例四：

Paths：

主管领导→知识管理　组织学习

⇒表示主管领导变量直接影响知识管理变量，主管领导变量也直接影响到组织学习变量。

Paths：

知识管理　组织学习→组织效能

或 Paths：

知识管理→ 组织效能

组织学习→ 组织效能

⇒表示知识管理变量、组织学习变量均直接对组织效能变量产生影响。

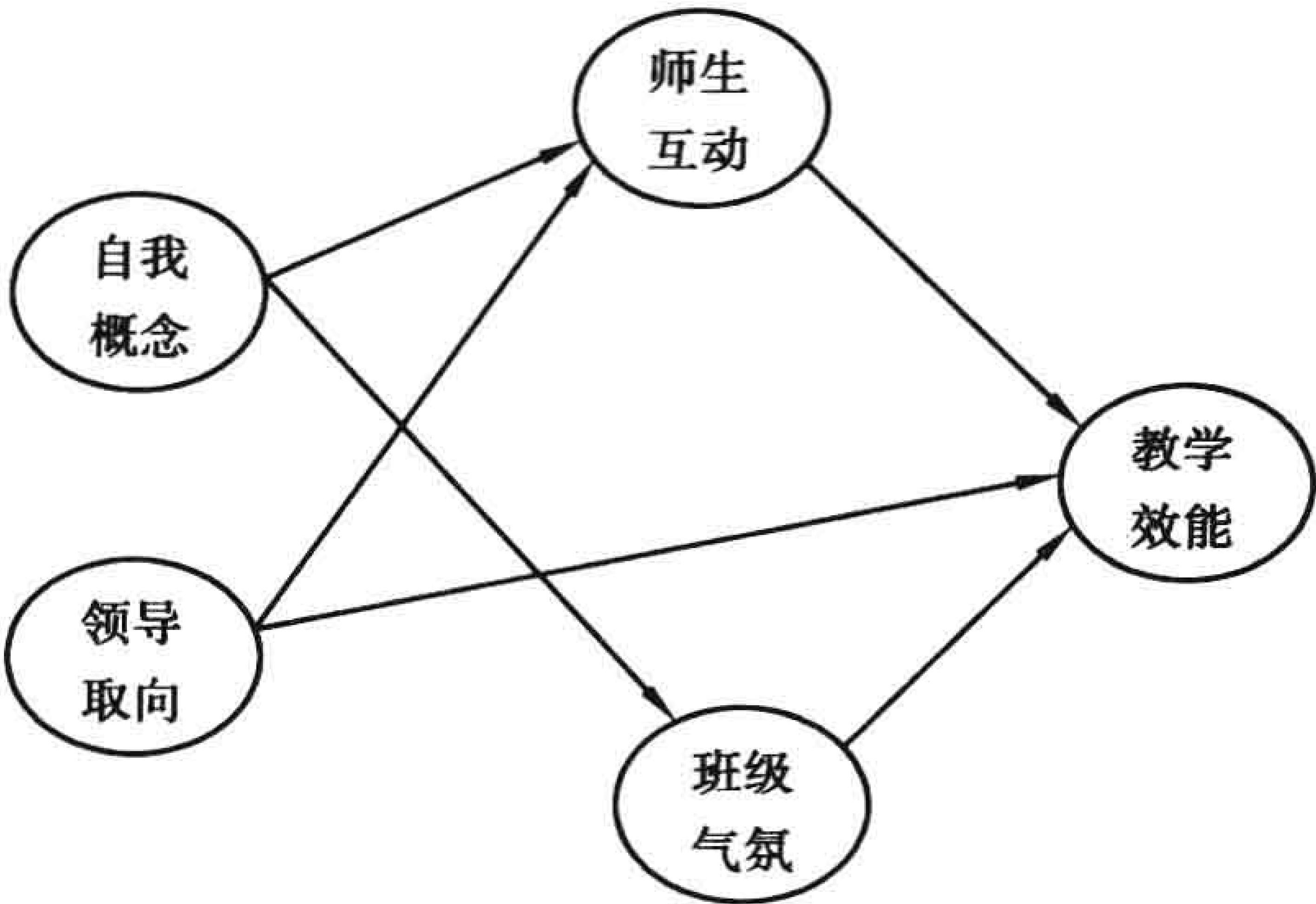


图 4-3

以上述影响教师教学效能的因果模型图而言，其外因潜在变量（自我概念、领导取向）与内因潜在变量（师生互动、班级气氛、教学效能）间的影响关系设定如下：

Paths：

自我概念　领导取向　→师生互动

自我概念　　　　　　→班级气氛

领导取向　师生互动　班级气氛→教学效能

或以下述因果关系表示：

Paths：

自我概念　→师生互动　班级气氛

领导取向　→师生互动　教学效能

师生互动　班级气氛　→教学效能

测量误差的设定

在 SEM 模型，误差方差（error variances）有两种，一为测量模型的测量误差（measurement errors），二为结构模型中的残差（residuals），前者是指标变量的误差值，后者是模型中内因潜在变量无法被外因潜在变量解释的变异部分。SEM 分析中，潜在变量通常会有两个以上的观察变量或指标变量，因而会有测量误差存在，若是潜在变量的观察变量只有一个，则潜在变量可以完全解释观察变量，因而其测量误差值为 0，此时需要将其测量误差变异设定为 0，其语法：

[Let the Error Variance of 变量名称 to 0]或写成
[Set the Error Variance of 变量名称 equal to 0]

如潜在变量知识管理的观察变量只有一个信息存取,由于潜在变量可以完全以观察变量指标来测量,因而须将观察变量信息存取的误差变异设定为0。其范例如下:

◇范例:

[Let the Error Variance of 信息存取 to 0]
或
[Set the Error Variance of 信息存取 equal to 0]
或
[Set the Error Variance of 信息存取 to 0]
或
[Let the Error Variance of 信息存取 be 0]

在 SEM 分析中,LISREL 内定测量模型不可能没有测量误差存在,因而显性变量 X 的测量误差、显性变量 Y 的测量误差、结构模型的残差项,均会被估计出来,此时内定的默认值为上面的误差或残差为自由参数,若是研究拟将其改为固定参数而不予估计,则要将测量误差或残差设为一个固定值,如将显性变量 X1 的测量误差固定为0.05,其语法如下:

[Let the Error Variance of X1 to 0.05]
或
[Set the Error Variance of X1 equal to 0.05]
或
[Set the Error Variance of X1 to 0.05]
或
[Let the Error Variance of X1 be 0.05]

由于 SIMPLIS 内定选项中,预设各显性变量误差间没有相关存在,若是研究者认为某些显性变量的误差间有相关存在,则需要单独设定,如研究者认为 Y1 显性变量与 Y2 显性变量的误差间有共变关系(有共变关系,表示有相关),则其设定如下:

[Let the Errors between Y1 and Y2 Correlate]
或是写成如下语法:
[Set the Error Covariance between Y1 and Y2 Free]

在 SEM 模型中,误差项(X 变量之测量误差、Y 变量之测量误差与结构方程式之残差)之间的协方差,都被预设为零相关,而不予以估计。若使用者拟放宽(set free)该等误差间的协方差估计,则只允许设定两个 X 变量间、两个 Y 变量间、一个 X 变量与一个 Y 变量间,以及两个内因潜在变量间之误差项的协方差而已,但不能设定一个内因潜在变量与一个 X 变量(或一个 Y 变量)间误差的协方差(余民宁,2006)。

若是研究者想要将潜在变量指标变量测量误差间的关系设定为某种数值,可以写成如下语法:

[Set the Error Covariance between Y1 and Y2 to 0.2]
或
[Let the Error Covariance between Y1-Y2 to 0.2]

在 SEM 分析中,有时要对残差变异量设定为相等,其语法如下:

[Set the Error Variances of 变量一 and 变量二 equal]
或
[Let the Error Variance of 变量一 and 变量二 be equal]

无相关的设定

在 SEM 模型中,外因潜在变量是自由估计的参数,也就是外因潜在变量 ζ 之间的关系若无界定,则二者之间是有相关的,执行 SIMPLIS 程序,会自动计算出模型中外因潜在变量间的相关系数,在验证性因素分析中,即因素间的关系采用因素斜交模型。如果,研究者认为外因潜在变量 ζ 间是没有相关的,在验证性因素分析中,即因素间的关系采用因素直交模型(因素构念与因素构念间的夹角等于 90 度),则需要将潜在变量的相关估计界定为 0。语法:

[Set the Covariance of 潜在变量一　潜在变量二 to 0]

从统计学上而言,相关系数与协方差间具有密切关系。相关系数与协方差具有相同的计量原理,用以反映两个变量间的关系程度。两个变量间的相关系数与协方差间以公式表示如下:

$r=\dfrac{Cov(X,Y)}{S_X S_Y}$。相关系数等于两个变量的协方差除以两个变量标准差的乘积,也可以说两个变量间的协方差等于其相关系数乘以第一个变量的标准差,再乘以第二个变量的标准差。若是两个变量的协方差等于 0,则两个关系的相关系数也等于 0,二者呈零相关,表示两个变量间没有相关存在。

◇范例:

一阶验证性因素分析中,采用多因素直交模型,三个外因潜在变量 FACT1,FACT2,FACT3 间没有相关,其设定如下:

[Set the Covariance of FACT1-FACT3 to 0]
或每组变量间分开设定
[Set the Covariance of FACT1 FACT2 to 0]
[Set the Covariance of FACT1 FACT3 to 0]
[Set the Covariance of FACT2 FACT3 to 0]
或
[Set the Correlations of FACT1-FACT3 to 0]

等化限制(equality constraints)

等化限制是将两个径路系数当作一个参数来估计,即将一组径路系数设定与另一组径路系数相同,是一个选择性指令,如

[Set the Path from 知识管理 to 组织效能 Equal to the Path from 组织学习 to 组织效能]

或

[Set Path from 知识管理 to 组织效能 = Path from 组织学习 to 组织效能]

或

[Set Path 知识管理→ 组织效能 = Path 组织学习→ 组织效能]

或

[Let Path 知识管理→ 组织效能 = Path 组织学习→ 组织效能]

更简单表示如下:

[Set 知识管理→ 组织效能 = 组织学习→ 组织效能]
[Let 知识管理→ 组织效能 =组织学习→ 组织效能]

设定误差方差相等

界定两个误差方差相等的语法,如:
[Set the Error Variance of X1 and X2 Equal]
或
[Let the Error Variance of X1 and X2 be Equal]
或
[Equal Error Variances: X1-X4]

结果输出的设定

画出路径图

LISREL 执行程序时,会依研究者界定的测量模型与结构模型,绘出相关的路径图。绘出路径图的语法:[Path Diagram]。如果模型界定无误或数据文件没有错误,程序经过迭代过程也可以聚合,则关键词 Path Diagram 可以绘出和假设模型相同的路径图,路径图中会增列各种估计参数。若是省略此指令,则结果不会输出所分析的因果模型图。LISREL 绘制之各种参数模型图,可以修改模型图的各对象框线粗细、色彩和背景色,以及文字的字型、大小、样式,此外,各对象也可以移动位置,并缩放其大小等。

选项(Options)指令

语法:[Options:副指令一　副指令二……]
其中的副指令包括以下几种:

RS: Print Residuals(列出残差,包括各参数的残差值、标准化残差值、适配协方差矩阵、相关矩阵、标准化残差的 Q-plot 图等)。

WP:Wide Print(打印格式的宽度,内定为 80 个字符,最大到 132 个字符)。

ND = n: Number of Decimals = n(列出的小数位数,如 ND = 3,界定输出小数到第三位,n 的数字从 1 到 9)。

ME = [options]: Method of Estimation = [options](界定参数估计的方法,LISREL 程序中提供七种参数估计方法:工具变量法(instrumental variablesmethod-IV 法)、二阶段最小平方法(two-stage least squares-TSLS 法)、未加权最小平方法(unweightedleast squares-ULS 法)、概似最小平方法(generalized least squares-GLS 法)、最大概似法(maximum likelihood-ML 法)、一般加权最小平方法(weightedleast squares-WLS 法)、对角线加权最小平方法(diagonally weighted least squares-DWLS 法),其中最大概似法为 LISREL 内设方法,如要改采概似最小平方法,改为:ME = GLS。

如果研究者所使用的数据是原始文件(固定格式),相关矩阵或协方差矩阵,最好采用内定之最大概似法(ML),若研究者想要更改为其他估计参数的方法,则需要界定:ME = method。

AD = off/on: Admissibility Check = off/on(如设为 off 表示关闭可行性的检查,如 AD = off)。AD 指令主要目的在检查估计值的适当性,当估计值出现不合理值,或是理论模型与实际数据差异太大时,程序进行某种迭代运算后,即停止模型估计值的工作,此时模型无法聚合,计算机会出现警告讯息。

IT = n: Iterations = n(设定迭代的次数,LISREL 内定最大的迭代数是变量数的三倍,研究者可以界定到 100,如 IT = 100)。

SI = 文件名称:Save sigma in file filename(将结果存于外部的文件)。

◇范例:

选项的范例如:

[Options: RS ND = 3ME = GLS AD = off IT = 100](采用概似最小平方法)

SIMPLIS 的输出语法范例如:

Path Diagram

Options: RS ND = 3 ME = GLS AD = off IT = 100

输出结果参数

上述[Options:]关键词后的选项,也可以放在[LISREL Output]关键词后面,[LISREL Output]指令为 LISREL 语法的输出关键词,以下次级指令也可以置放于上述[Options:]指令的后面。[LISREL Output]输出结果常用的选项如下:

SE:界定输出参数的估计标准误(standard errors)。

TV:界定输出参数的 t 值(t-value)。

PC:界定输出参数间的相关矩阵(correlations of estimates)。

RS:界定输出参数估计的各种残差统计量(residuals),包括以矩阵方式呈现的残差(数据所得的 S 矩阵 - 模型所得的 $\hat{\Sigma}$ 矩阵)、适配方差 - 协方差矩阵($\hat{\Sigma}$ 矩阵)、标准化残差值的 Q 型图(Q-plot of the standardized residuals)

EF:界定输出参数的效果值,包括总效果与间接效果(total and indirect effects)。

MI:界定输出理论模型的修正指标值(modification index)。

SS:界定输出参数之标准化系数,即标准化解值(standardized solution)。

SC:界定输出所有参数统计量之完全标准化之估计值(completely standardized solution)。

VA:界定输出方差和协方差(variance and covariances)。

ND:界定输出的小数位数(number of decimals),内定的小数位数为 ND = 2,即小数第二位。

FS:界定输出因素分数回归值(factor scores regression)。

TO:一般打印,每行打印 80 个字符数,为模型输出的默认值。

WP:采取宽式打印的输出格式,每行打印 132 个字符数。

◇范例:

LISREL Output SE TV RS MI SS SC IT = 100 ND = 3 ME = GLS

在 SEM 分析中,语法程序输出常用的格式如下:

Options: RS SCMI EF ND = 3 IT = 100 ME = ML

结束行

SIMPLIS 语法程序的最后一行,要键入下列的关键词:[End of Problem],表示语法程序到此结束。

基本 SIMPLIS 的语法架构——输出 LISREL 报表

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Raw data from file〈读取原始数据文件〉
Sample Size =N
Latent Variables:
〈界定潜在变量〉
Relationships:
〈界定测量模型与结构模型〉
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表〉
End of Problem

基本 SIMPLIS 的语法架构一——直接输出 SIMPLIS 报表

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Raw data from file〈读取原始数据文件〉
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables:
〈界定潜在变量〉
Relationships:
〈界定测量模型与结构模型〉
Path Diagram
End of Problem

基本 SIMPLIS 的语法架构一——直接输出 SIMPLIS 报表,并增列残差值与修正指标值、总效果值与间接效果值、完全标准化解值,并将 ADD 的功能设为 off。

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Raw data from file〈读取原始数据文件〉
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables:
〈界定潜在变量〉
Relationships:
〈界定测量模型与结构模型〉
Path Diagram
Options: RS EF SC AD = off
End of Problem

基本 SIMPLIS 的语法架构二

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Raw data from file〈读取原始数据文件〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables:
〈界定潜在变量〉
Paths:

〈界定测量模型与结构模型〉
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表〉
End of Problem

基本 SIMPLIS 的语法架构三

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Covariance Matrix
〈输入变量的协方差矩阵〉(先 Y 变量再 X 变量)
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables:
〈界定潜在变量〉
Relationships:
〈界定测量模型与结构模型〉
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表〉
End of Problem

基本 SIMPLIS 的语法架构四

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Covariance Matrix
〈输入变量的协方差矩阵〉(先 Y 变量再 X 变量)
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables:
〈界定潜在变量〉
Paths:
〈界定测量模型与结构模型〉
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表〉
End of Problem

基本 SIMPLIS 的语法架构五

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Covariance Matrix
〈输入变量的协方差矩阵〉(先 Y 变量再 X 变量)
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables:
〈界定潜在变量〉
Relationships:
〈界定测量模型〉
Paths:
〈界定结构模型〉
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表〉
End of Problem

基本 SIMPLIS 的语法架构六

Title 模型界定说明
Observed Variables:
〈界定观察变量〉
Correlation Matrix:
〈输入变量的相关矩阵〉(先 Y 变量再 X 变量)
Standard Deviation:
〈输入变量的标准差〉
Sample Size　= N
Latent Variables
〈界定潜在变量〉
Relationships:
〈界定测量模型〉
Paths:
〈界定结构模型〉
Path Diagram
LISREL Output 界定输出报表
End of Problem

【备注】

若只有测量模型,没有设定潜在关系之因果模型(理论模型中没有结构模型),则不用输入变量的标准差,如为了让他人知悉观察变量的分布情形,除加入标准差外,也可以增列观察变量的平均数。

上述输出报表除采用[LISREL Output:]关键词外,也可直接使用[Options:]指令,这部分视研究者个人的偏好,与对输出报表的了解而定。

4.2　假设模型图与语法举例

◇范例一

假设模型图与语法举例——基本测量模型图

(一)基本测量模型图(一个潜在变量)(符号中的 λ 为因素负荷量、δ 为测量指标的误差项,图 4-4)

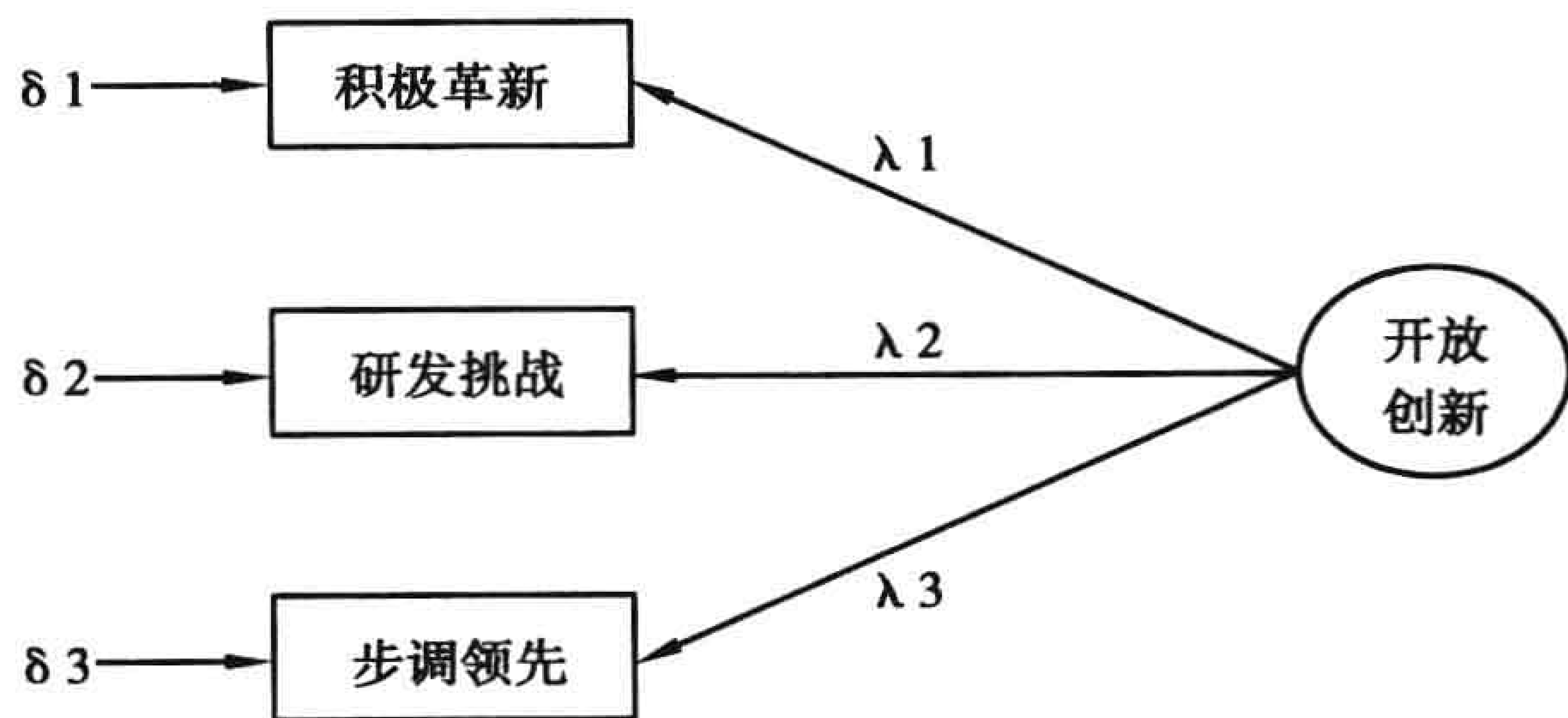


图 4-4

(二)SIMPLIS 语法程序一——输入协方差矩阵

Title 模型界定说明

```
Observed Variables:
  积极革新  研发挑战  步调领先
Covariance Matrix
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新
Relationships:
  积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表格式〉
End of Problem
```

【备注】

Relationships:

积极革新 研发挑战 步调领先 = 开放创新

也可表示为

Relationships:

积极革新 = 1 * 开放创新

研发挑战 步调领先 = 开放创新

或分开表示

Relationships:

积极革新 = 开放创新

研发挑战 = 开放创新

步调领先 = 开放创新

(三)SIMPLIS语法程序二——输入相关矩阵

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新  研发挑战  步调领先
Correlation Matrix
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新
Relationships:
  积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
Path Diagram
Options: RS SC MI ND = 3 IT = 100
End of Problem
```

◇范例二

假设模型图与语法举例——多因素斜交模型

(一)验证性因素分析基本假设模型图(因素间有相关-斜交模型)

(二)SIMPLIS语法程序一——输入协方差矩阵

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新  研发挑战  步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
Covariance Matrix
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
```

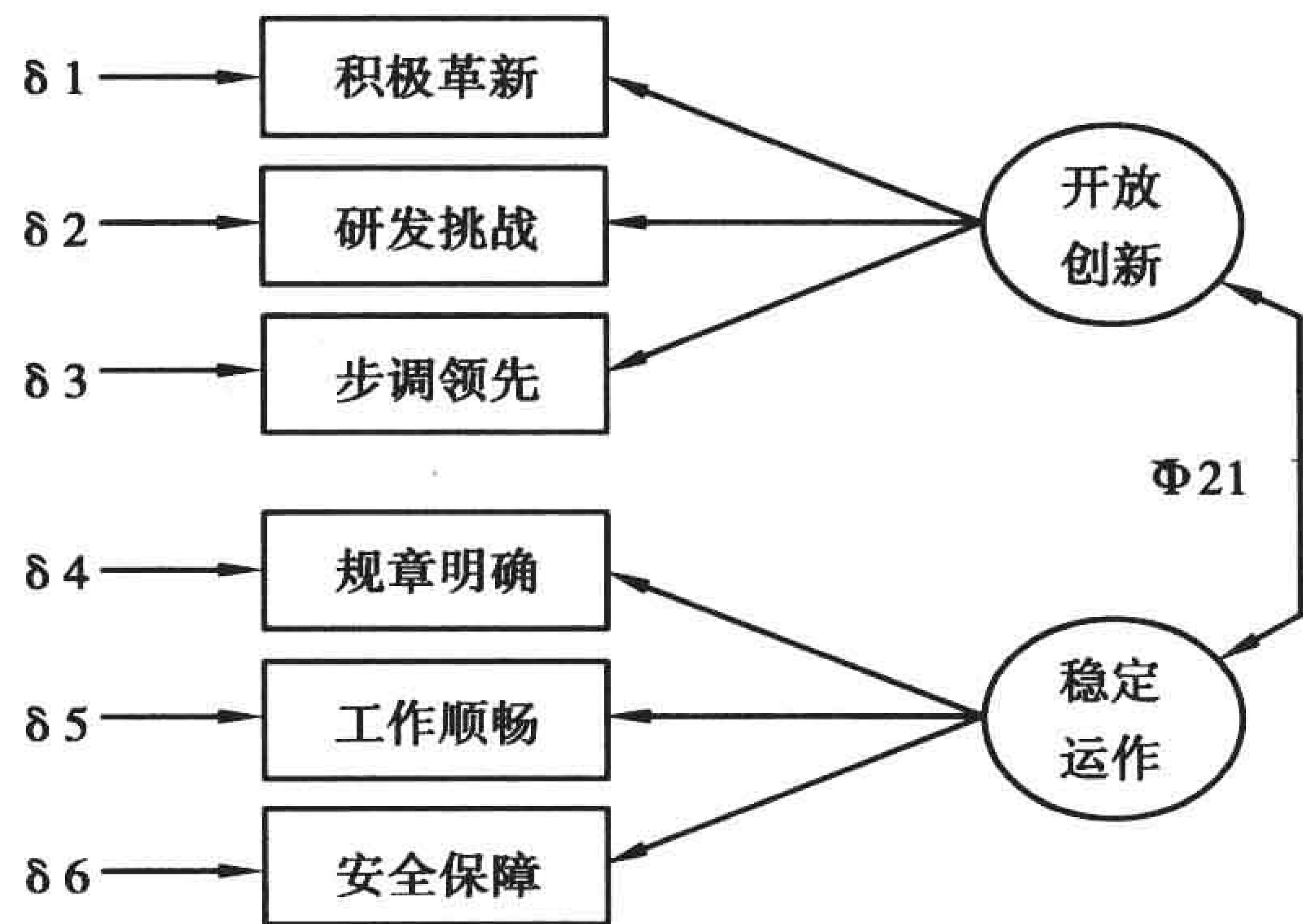


图 4-5

```
Sample Size  = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新  稳定运作
Relationships:
  积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
  规章明确  工作顺畅  安全保障 = 稳定运作
Path Diagram
Options: RS SC MI ND = 3 IT = 100
End of Problem
```

(三)SIMPLIS 语法程序二——输入相关矩阵

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新  研发挑战  步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
Correlation Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Sample Size  = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新  稳定运作
Relationships:
  积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
  规章明确  工作顺畅  安全保障 = 稳定运作
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例三

假设模型图与语法举例——多因素斜交模型修正图

(一)验证性因素分析修正假设模型图:增加指标变量步调领先与潜在变量稳定运作间的路径,指标变量安全保障与潜在变量开放创新间的路径。

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新  研发挑战  步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
Covariance Matrix
```

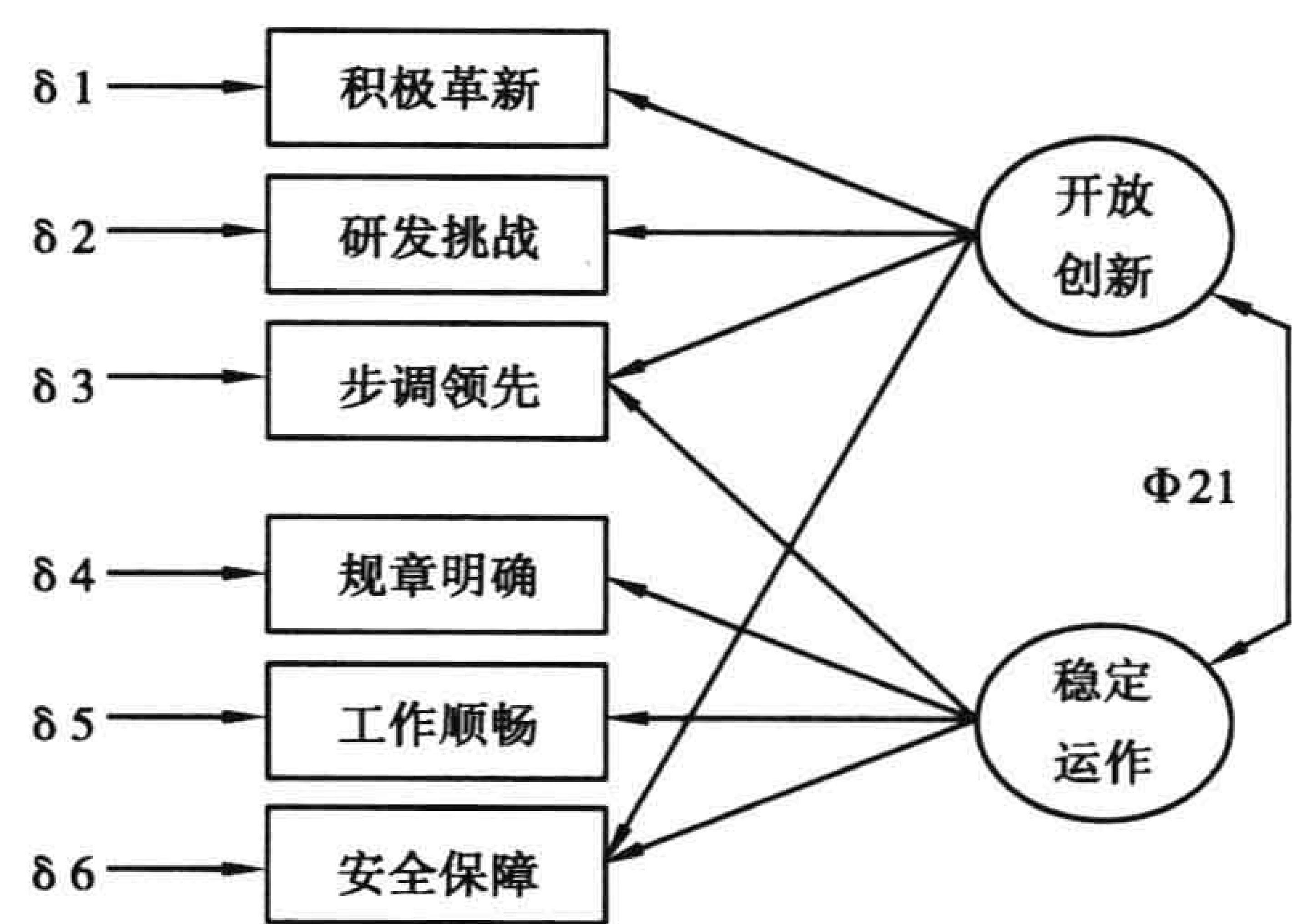


图 4-6

〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables
开放创新 稳定运作
Relationships:
积极革新 研发挑战 步调领先 安全保障 = 开放创新
步调领先 规章明确 工作顺畅 安全保障 = 稳定运作
Path Diagram
LISREL Output〈界定输出报表格式〉
End of Problem

◇范例四

假设模型图与语法举例——直交模型

(一)验证性因素分析基本假设模型图(因素间没有相关——直交模型)

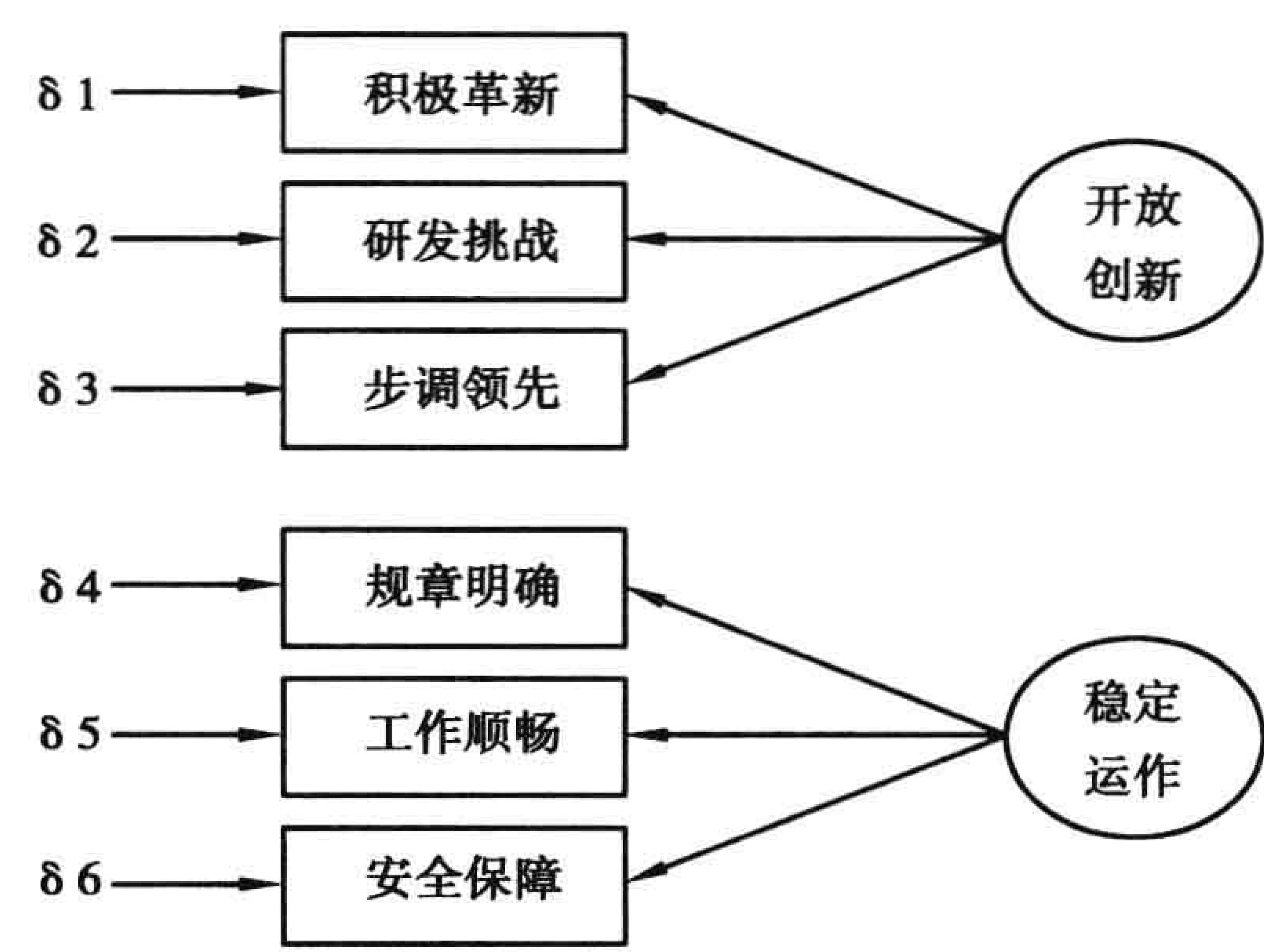


图 4-7

(二)SIMPLIS 语法程序

1. 输出类似 LISREL 的报表
Title 模型界定说明
Observed Variables:
积极革新 研发挑战 步调领先 规章明确 工作顺畅 安全保障
Correlation Matrix

```
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新 稳定运作
Relationships:
  积极革新 研发挑战 步调领先 = 开放创新
  规章明确 工作顺畅 安全保障 = 稳定运作
Set the Covariance of 开放创新 稳定运作 to 0
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

2. 直接输出 SIMPLIS 的报表

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新 研发挑战 步调领先 规章明确 工作顺畅 安全保障
Covariance Matrix
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新 稳定运作
Relationships:
  积极革新 研发挑战 步调领先 = 开放创新
  规章明确 工作顺畅 安全保障 = 稳定运作
Set the Covariance of 开放创新 稳定运作 to 0
Path Diagram
Options: RS SC MI ND = 3 IT = 100
End of Problem
```

3. 直接输出 SIMPLIS 的报表,加上残差值、修正指标值与完全标准化解值

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新 研发挑战 步调领先 规章明确 工作顺畅 安全保障
Covariance Matrix
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size =N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新 稳定运作
Relationships:
  积极革新 研发挑战 步调领先 = 开放创新
  规章明确 工作顺畅 安全保障 = 稳定运作
Set the Covariance of 开放创新 稳定运作 to 0
Path Diagram
Options: RS SC MI ND = 3 IT = 100
End of Problem
```

◇范例五

假设模型图与语法举例——设定误差项间的相关

(一)误差项间有相关

(二)SIMPLIS 语法程序

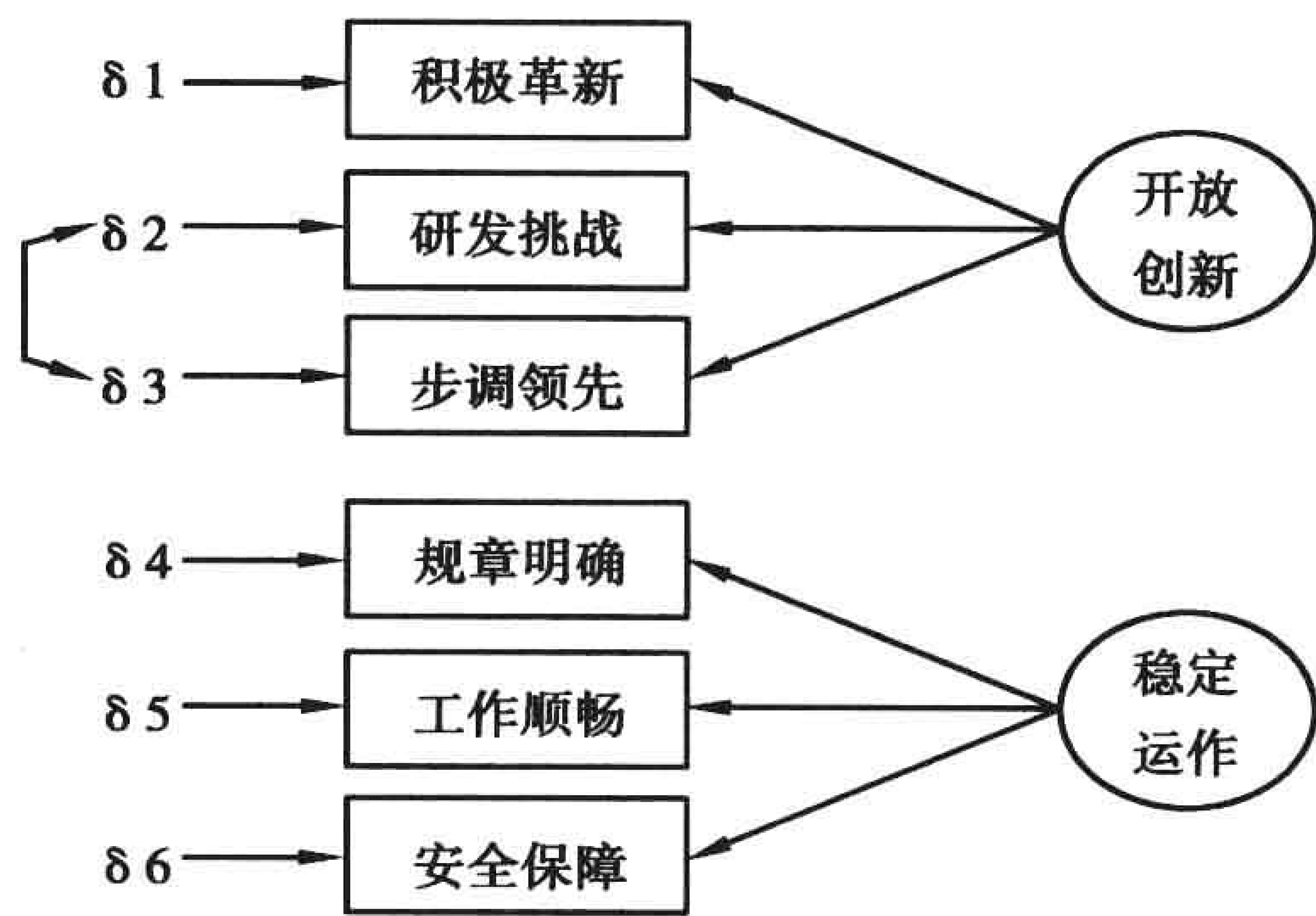


图 4-8

Title 模型界定说明
Observed Variables：
  积极革新 研发挑战 步调领先 规章明确 工作顺畅 安全保障
Covariance Matrix
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新 稳定运作
Relationships：
  积极革新 研发挑战 步调领先 = 开放创新
  规章明确 工作顺畅 安全保障 = 稳定运作
Set the Covariance of 开放创新 稳定运作 to 0
Set the Error Covariance between 研发挑战 步调领先 Free
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem

◇范例六

假设模型图与语法举例——高阶验证性因素分析

(一)高阶验证性因素分析基本假设模型图

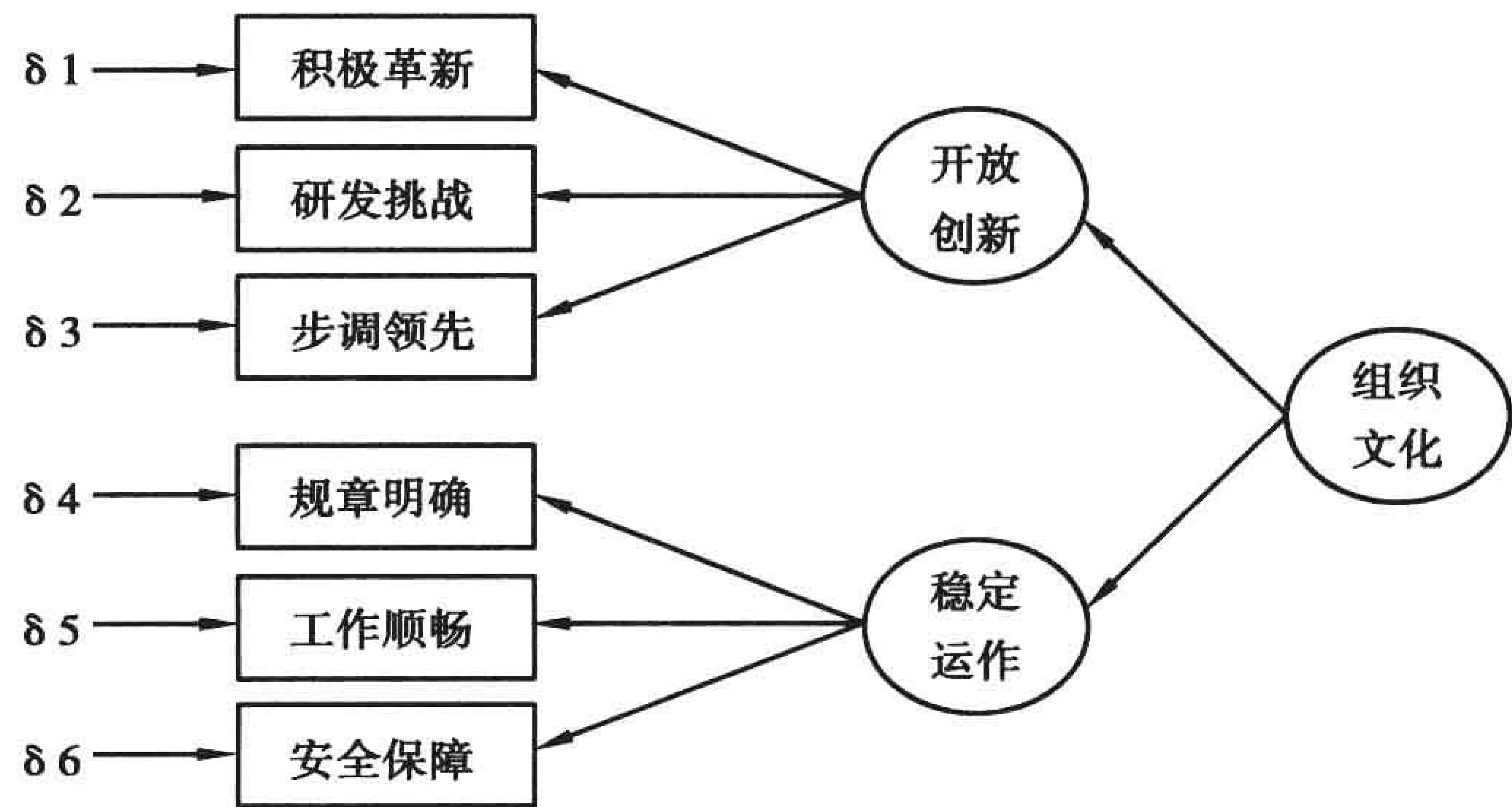


图 4-9

(二) SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新　研发挑战　步调领先　规章明确　工作顺畅　安全保障
Covariance Matrix
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables:
  开放创新　稳定运作
Relationships:
  积极革新　研发挑战　步调领先 = 开放创新
  规章明确　工作顺畅　安全保障 = 稳定运作
Paths:
组织文化→开放创新　稳定运作
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

(三) 等化路径之 SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  积极革新　研发挑战　步调领先　规章明确　工作顺畅　安全保障
Covariance Matrix
〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  开放创新　稳定运作
Relationships:
  积极革新　研发挑战　步调领先 = 开放创新
  规章明确　工作顺畅　安全保障 = 稳定运作
Paths:
组织文化→开放创新　稳定运作
Set 组织文化→开放创新 = 组织文化→稳定运作
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例七

路径分析假设模型图与语法举例——路径分析

(一) 不可逆式路径分析模型图

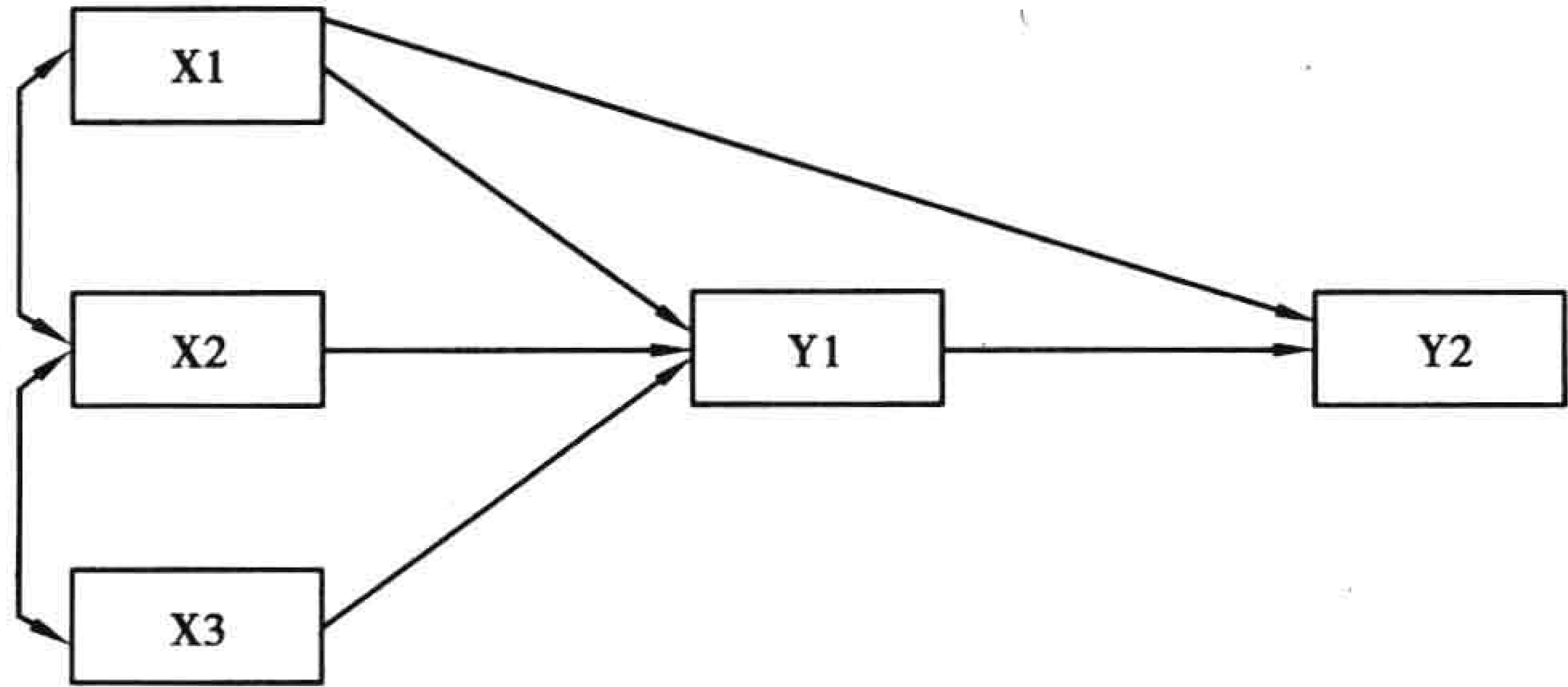


图 4-10

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  X1 X2 X3 Y1 Y2
Correlation Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Paths:
  X1 X2 X3 → Y1
  X1 Y1 → Y2
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例八

基本可逆式路径分析假设模型图与语法举例

(一)可逆式路径分析模型图

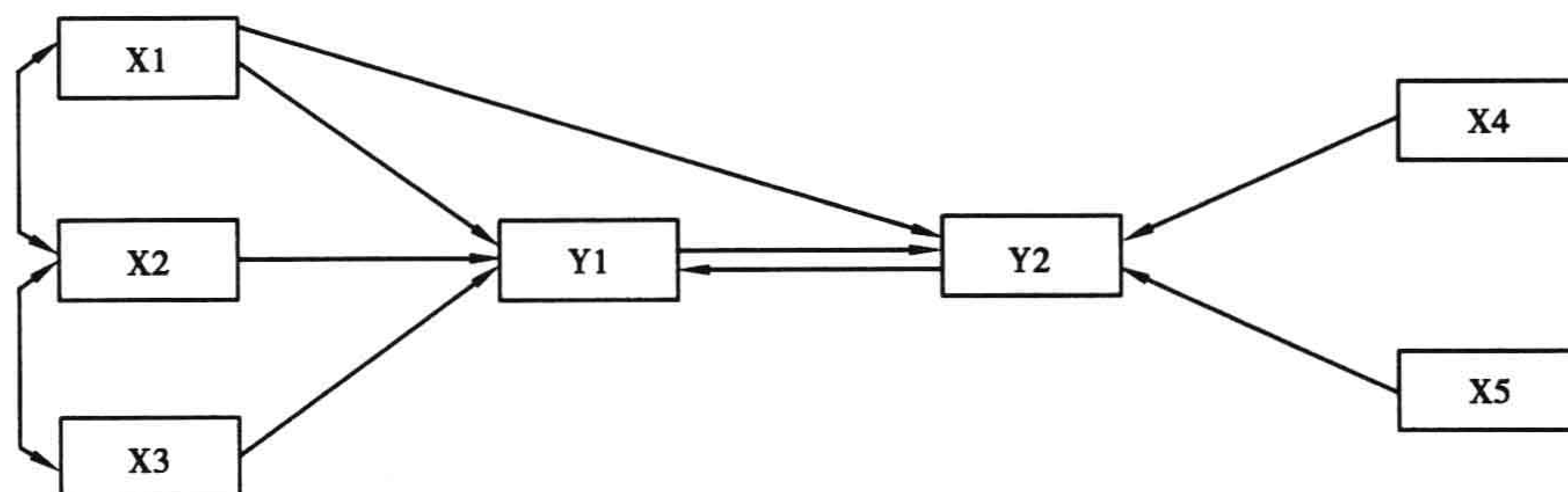


图 4-11

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  X1 X2 X3 X4 X5 Y1 Y2
Correlation Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Relationships :
  Y1 = X1 X2 X3 Y2
  Y2 = X1 X4 X5 Y1
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例九

六个变量间的路径分析假设模型图与语法举例

(一)一般路径分析假设模型图

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
```

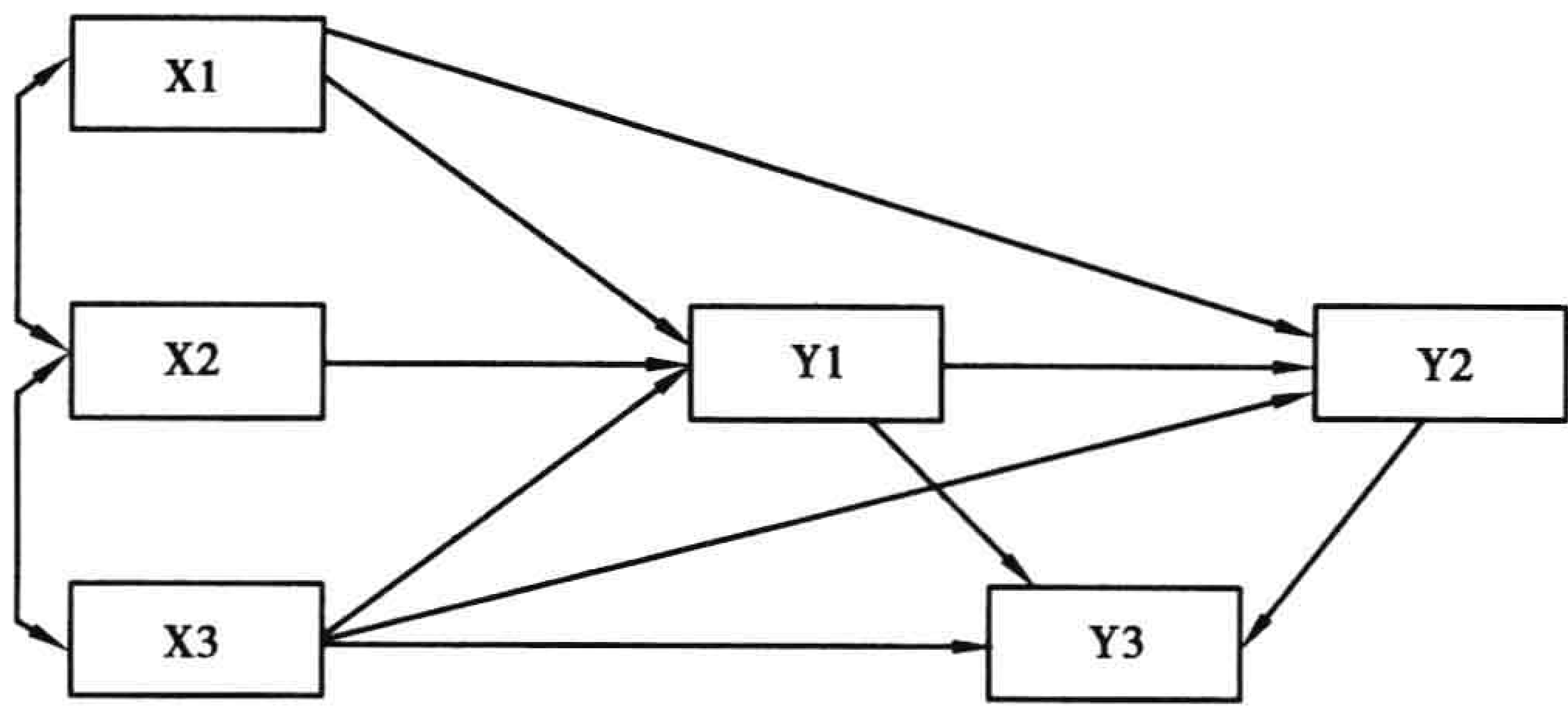


图 4-12

Observed Variables:
　X1 X2 X3 Y1 Y2 Y3
Correlation Matrix:
　〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Relationships:
　Y1 = X1 X2 X3
　Y2 = X1 X3 Y1
　Y3 = X3 Y1 Y2
Path Diagram
Options: RS SC EF ND = 3 IT = 100
End of Problem

◇范例十

(一)两个潜在变量之结构方程模型(图 4-13)

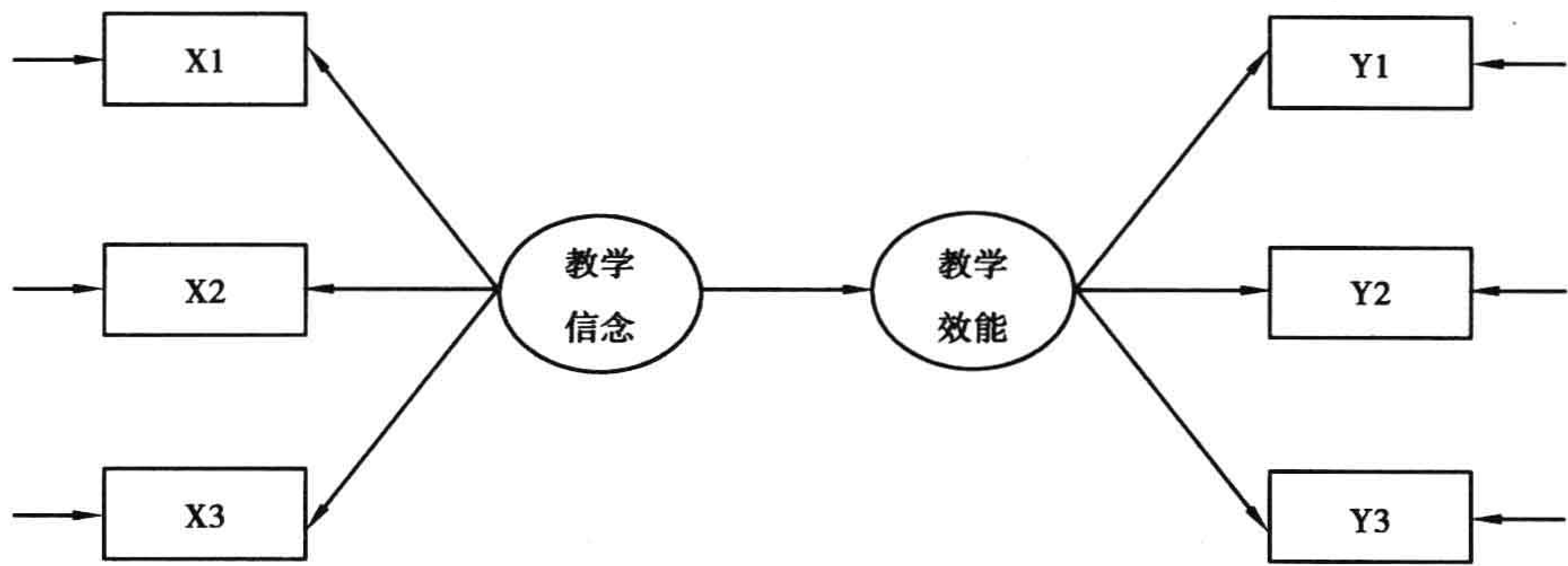


图 4-13

(二)SIMPLIS 语法程序

Title 模型界定说明
Observed Variables:
　Y1 Y2 Y3 X1 X2 X3
Correlation Matrix:
　〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Standard Deviation:
　〈依照观察变量顺序输入变量的标准差〉

```
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  教学信念  教学效能
Relationships :
  X1 X2 X3 = 教学信念
  Y1 Y2 Y3 = 教学效能
Paths:
  教学信念→ 教学效能
Path Diagram
Options: RS SC EF MI ND = 3 IT = 100
End of Problem
```

◇范例十一

(一)三个潜在变量之结构方程模型

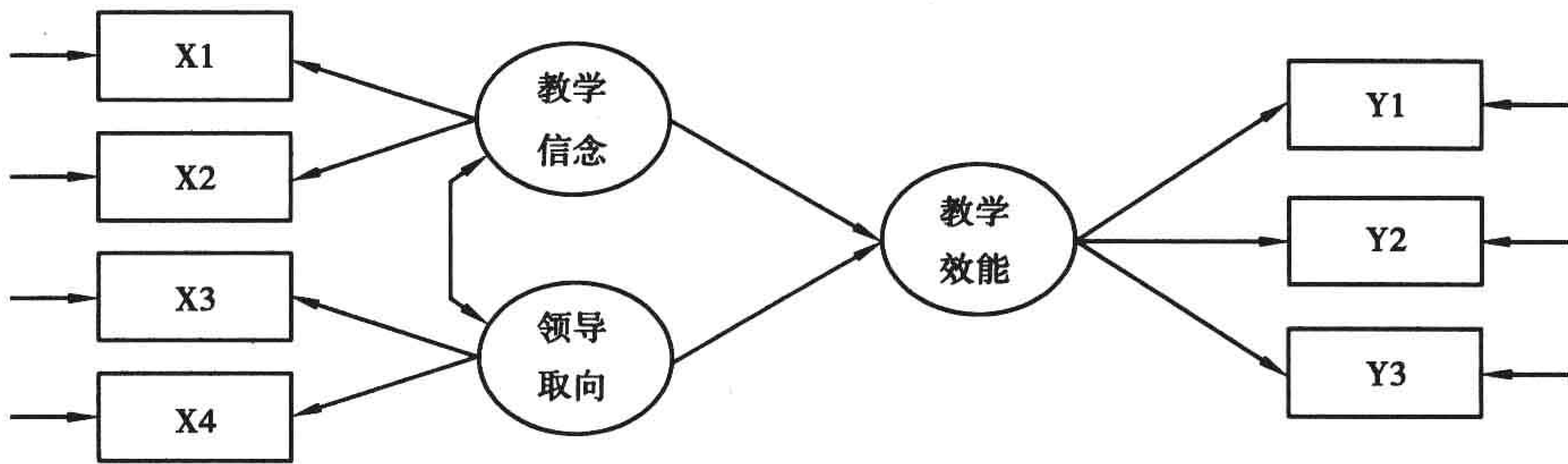


图 4-14

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  Y1 Y2 Y3 X1 X2 X3 X4
Correlation Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Standard Deviation:
  〈依照观察变量顺序输入变量的标准差〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  教学信念  领导取向  教学效能
Relationships :
  X1 X2 = 教学信念
  X3 X4 = 领导取向
  Y1 Y2 Y3 = 教学效能
Paths:
  教学信念  领导取向→教学效能
Path Diagram
LISREL Output:〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例十二

四个潜在变量的结构模型图与语法举例

(一)四个潜在变量间之假设结构模型图(其中外因潜在变量数学信念只有一个观察变量,所以观察变量 X3 的测量指标的误差变异量需设定为0)

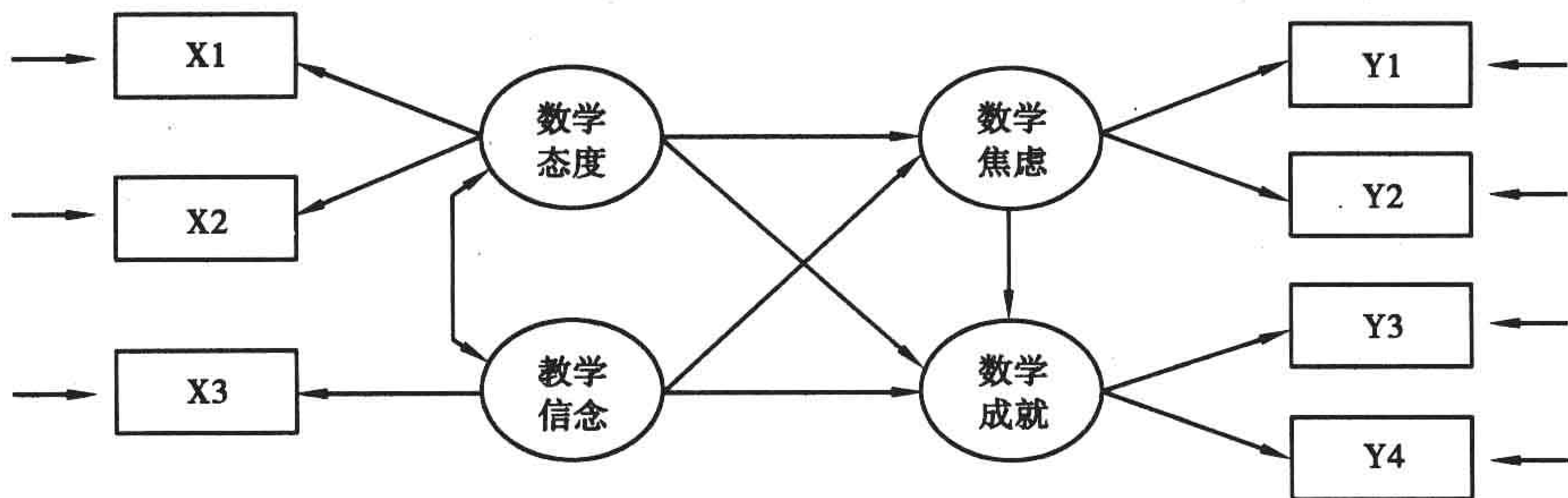


图 4-15

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  X1 X2 X3 Y1 Y2 Y3 Y4
Correlation Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  数学态度  数学信念  数学焦虑  数学成就
Relationships :
  X1 X2 = 数学态度
  X3    = 数学信念
  Y1 Y2 = 数学焦虑
  Y3 Y4 = 数学成就
Paths:
数学态度  数学信念          → 数学焦虑
数学态度  数学信念  数学焦虑→ 数学成就
Set the Error Variance of X3 to 0
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例十三

四个潜在变量的结构模型图与语法举例——互惠关系

(一)四个潜在变量间之假设结构模型图(其中外因潜在变量数学信念只有一个观察变量,所以观察变量 X3 的测量指标的误差变异量需设定为0)

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  Y1 Y2 Y3 Y4 X1 X2 X3
Covariance Matrix:
```

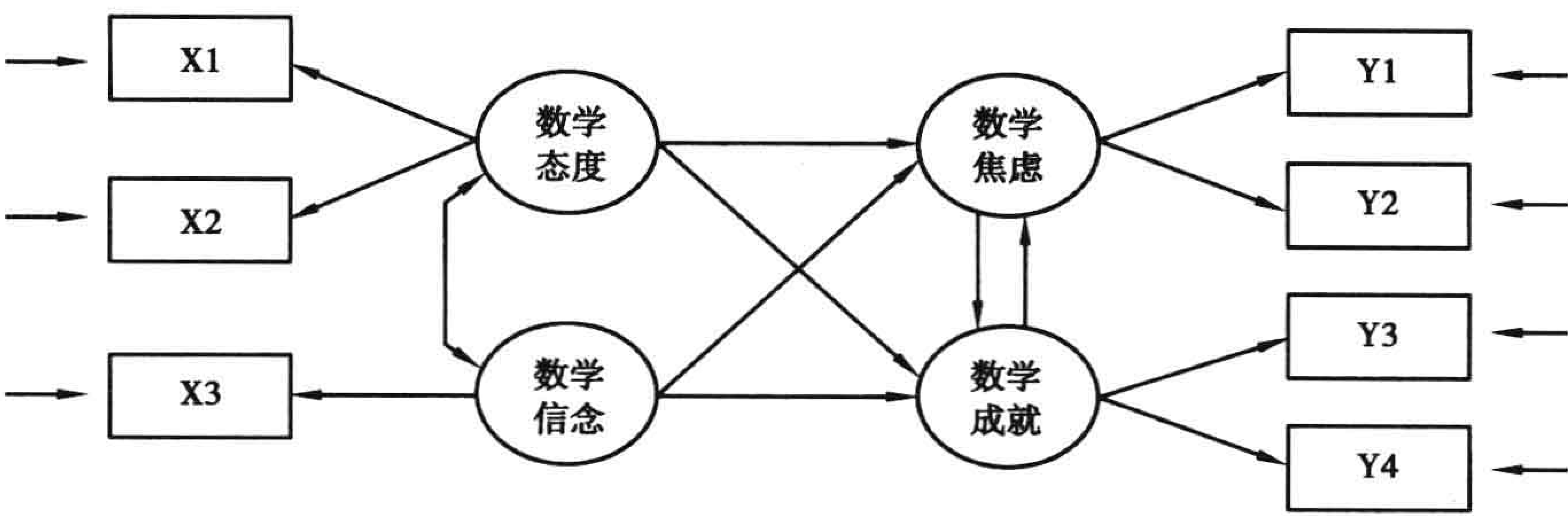


图 4-16

〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
　数学态度　数学信念　数学焦虑　数学成就
Relationships :
　X1 X2 = 数学态度
　X3 　= 数学信念
　Y1 Y2 = 数学焦虑
　Y3 Y4 = 数学成就
Paths:
数学态度　数学信念　数学成就→ 数学焦虑
数学态度　数学信念　数学焦虑→ 数学成就
Set the Error Variance of X3 to 0
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem

【备注】

因为数学信念潜在变量只有一个观察变量,所以指标变量的测量误差要设定为0。

◇范例十四

四个潜在变量的结构模型图与语法举例——Y 变量的测量误差值间有相关

(一)四个潜在变量间之假设结构模型图(其中外因潜在变量数学信念只有一个观察变量,所以观察变量 X3 的测量指标的误差变异量需设定为0)

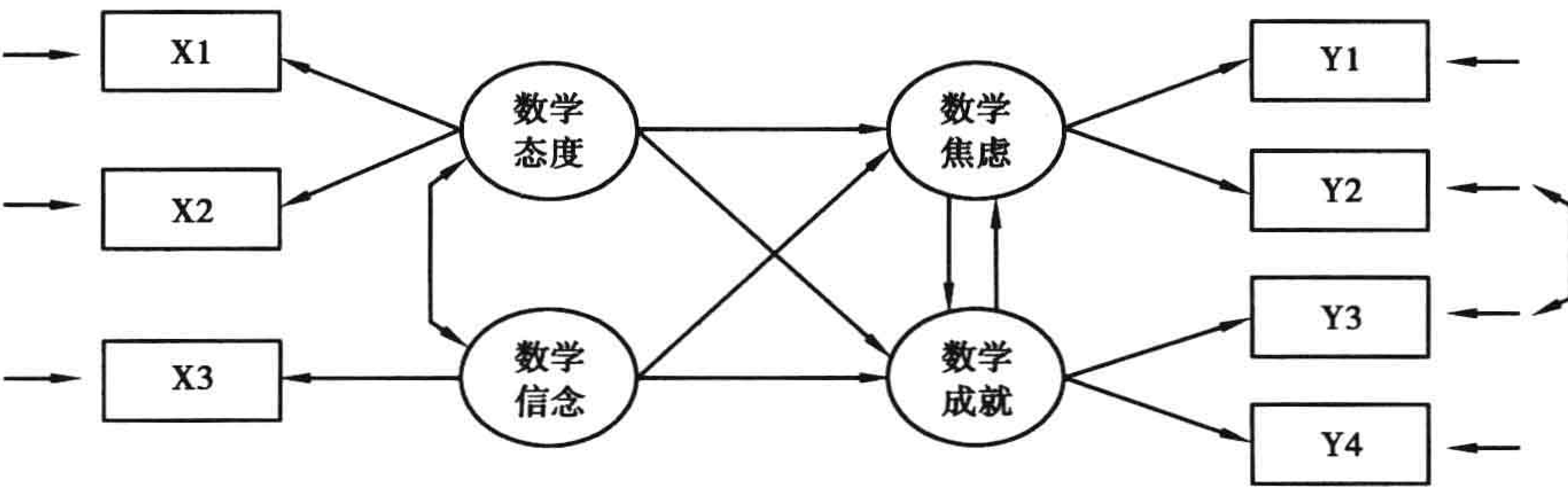


图 4-17

（二）SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  Y1 Y2 Y3 Y4 X1 X2 X3
Correlation Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
Standard Deviation:
  〈依照观察变量顺序输入变量的标准差〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  数学态度  数学信念  数学焦虑  数学成就
Relationships :
  X1 X2 = 数学态度
  X3    = 数学信念
  Y1 Y2 = 数学焦虑
  Y3 Y4 = 数学成就
Paths:
数学态度  数学信念  数学成就→ 数学焦虑
数学态度  数学信念  数学焦虑→ 数学成就
Set the Error Variance of X3 to 0
Set the Errors between Y2 and Y3 Correlate
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例十五

四个潜在变量的结构模型图与语法举例—— Y 变量的测量误差值间有相关，此外设定数学成就对数学焦虑的影响路径系数等于数学焦虑对数学成就的影响路径。

（一）四个潜在变量间之假设结构模型图（其中外因潜在变量数学信念只有一个观察变量，所以观察变量 X3 的测量指标的误差变异量需设定为 0）

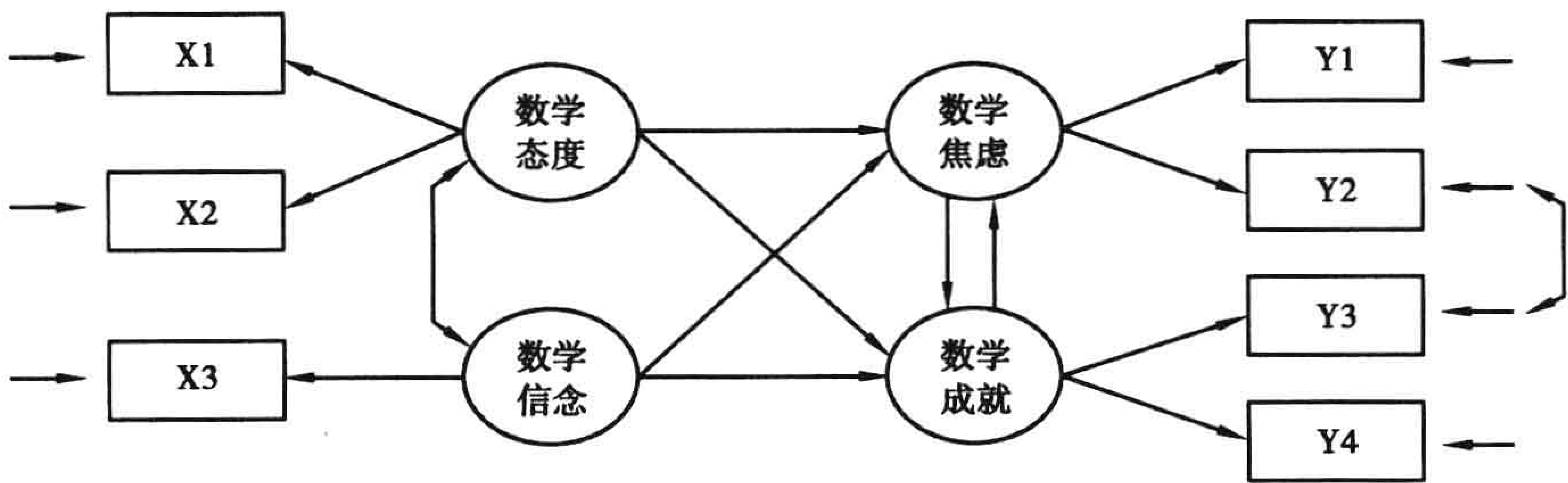


图 4-18

（二）SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  Y1 Y2 Y3 Y4 X1 X2 X3
Correlation Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的相关矩阵〉
```

```
Standard Deviation:
  〈依照观察变量顺序输入变量的标准差〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  数学态度  数学信念  数学焦虑  数学成就
Relationships :
  X1 X2 = 数学态度
  X3    = 数学信念
  Y1 Y2 = 数学焦虑
  Y3 Y4 = 数学成就
Paths:
  数学态度  数学信念  数学成就→ 数学焦虑
  数学态度  数学信念  数学焦虑→ 数学成就
Set the Error Variance of X3 to 0
Set the Errors between Y2 and Y3 Correlate
Set 数学焦虑→ 数学成就 = 数学成就→ 数学焦虑
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例十六:形成性指标模型图

在形成性指标(formative indicators)中,潜在变量是一组观察变量的线性组合,此时观察变量变为"因变量",而潜在变量是"果变量"。

(一)在下述的模型图(4-19)中,观察变量X1,X2,X3是否可以用来预测潜在变量数学焦虑,而观察变量X3,X4,X5是否可以用来预测潜在变量数学成就;而显性变量Y1,Y2是否可以被认定是潜在变量数学焦虑的有效指标变量,显性变量Y3,Y4是否可以被认定是潜在变量数学成就的有效指标变量。此外数学焦虑潜在变量是否对数学成就有显著的影响?

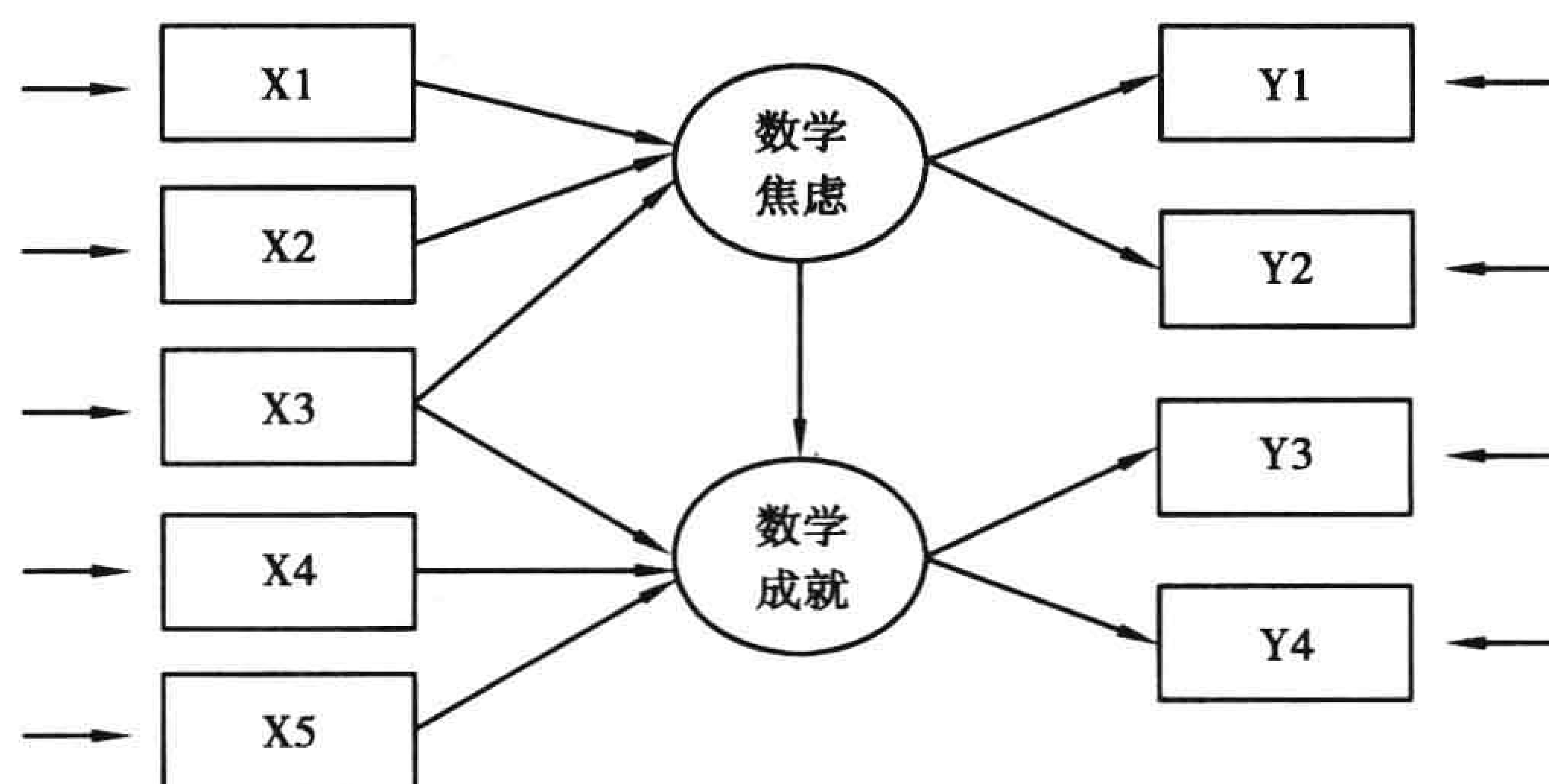


图4-19

(二)SIMPLIS语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  X1 X2 X3 X4 X5 Y1 Y2 Y3 Y4
Covariance Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
```

```
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  数学焦虑 数学成就
Relationships :
  Y1 Y2 = 数学焦虑
  Y3 Y4 = 数学成就
Paths:
  X1 X2 X3→数学焦虑
  X3 X4 X5→数学成就
数学焦虑→数学成就
Path Diagram
LISREL Output〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem
```

◇范例十七:形成性指标互惠关系模型图

(一)在下述的模型图(4-20)中,观察变量 X1,X2,X3 是否可以用来预测潜在变量数学焦虑,而观察变量 X3,X4,X5 是否可以用来预测潜在变量数学成就;而显性变量 Y1,Y2 是否可以被认定是潜在变量数学焦虑的有效指标变量,显性变量 Y3,Y4 是否可以被认定是潜在变量数学成就的有效指标变量。此外两个潜在变量数学焦虑与数学成就是否存着相等的交互影响的关系?

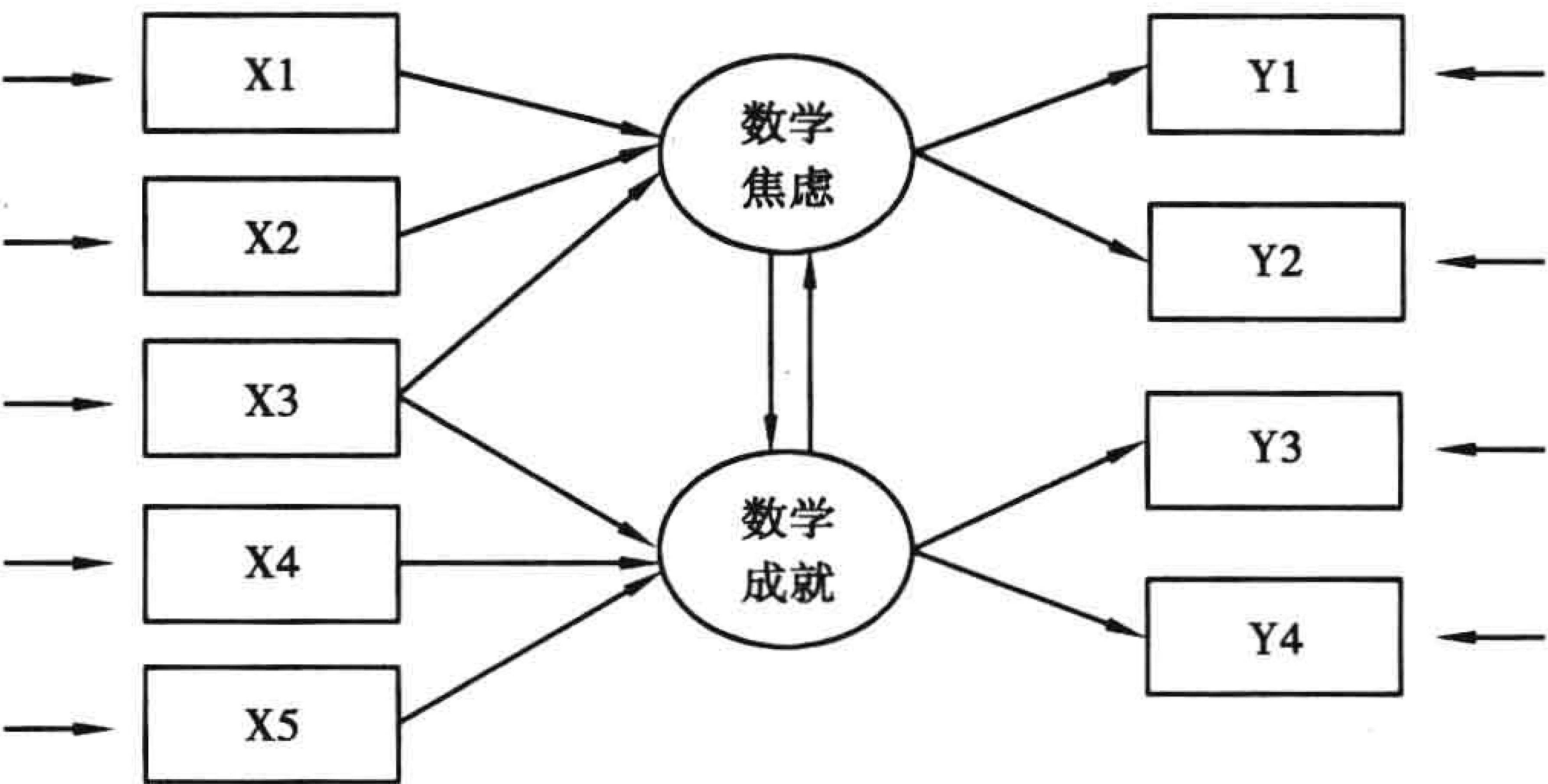


图 4-20

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Title 模型界定说明
Observed Variables:
  X1 X2 X3 X4 X5 Y1 Y2 Y3 Y4
Covariance Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入样本人数〉
Latent Variables
  数学焦虑 数学成就
Relationships :
  Y1 Y2 = 数学焦虑
  Y3 Y4 = 数学成就
Paths:
  X1 X2 X3 数学成就→数学焦虑
```

X3 X4 X5 数学焦虑→数学成就
Path Diagram
Options:〈输入界定输出报表格式〉
End of Problem

◇范例十八:多群组样本结构模型图

(一)相等结构模型的检验

第一群组男教师教学效能结构模型图

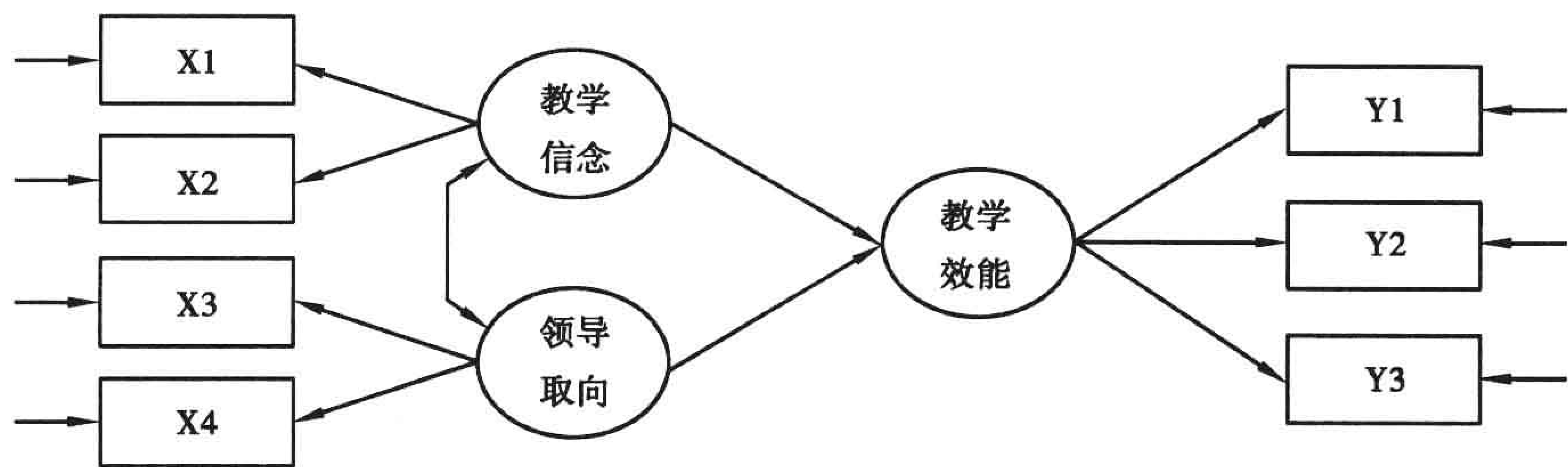


图 4-21

第二群组女教师教学效能结构模型图

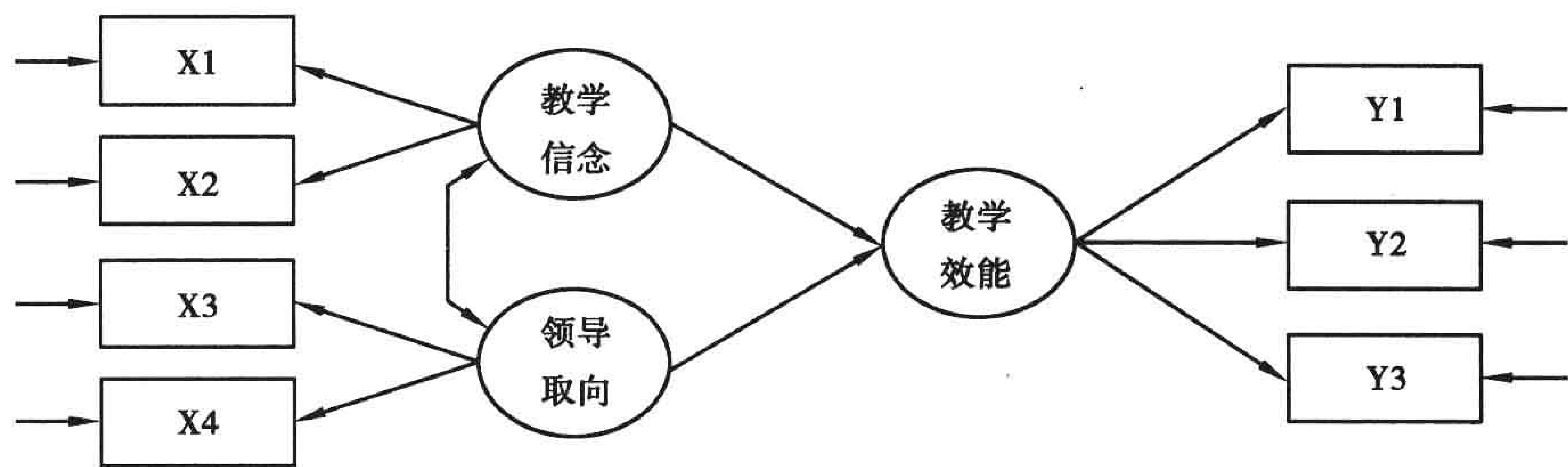


图 4-22

(二)SIMPLIS 语法程序

```
Group1:〈第一群组界定说明〉
Observed Variables:
  Y1 Y2 Y3 X1 X2 X3 X4
Covariance Matrix:
  〈依照观察变量顺序输入第一群组变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入第一群组的样本人数〉
Latent Variables
  教学信念  领导取向  教学效能
Relationships :
  X1 X2    = 教学信念
  X3 X4    = 领导取向
  Y1 Y2 Y3 = 教学效能
Paths:
  教学信念  领导取向→教学效能
Group2 :〈第二群组界定说明〉
```

Covariance Matrix：
〈依照观察变量顺序输入第二群组变量的协方差矩阵〉
Sample Size = N〈输入第二群组的样本人数〉
Path Diagram
Options：RS SCMI EF ND = 3 IT = 100
End of Problem

◇范例十九:多样本复核效化分析——企业组织文化为例

(一)第一群组——大型企业组织

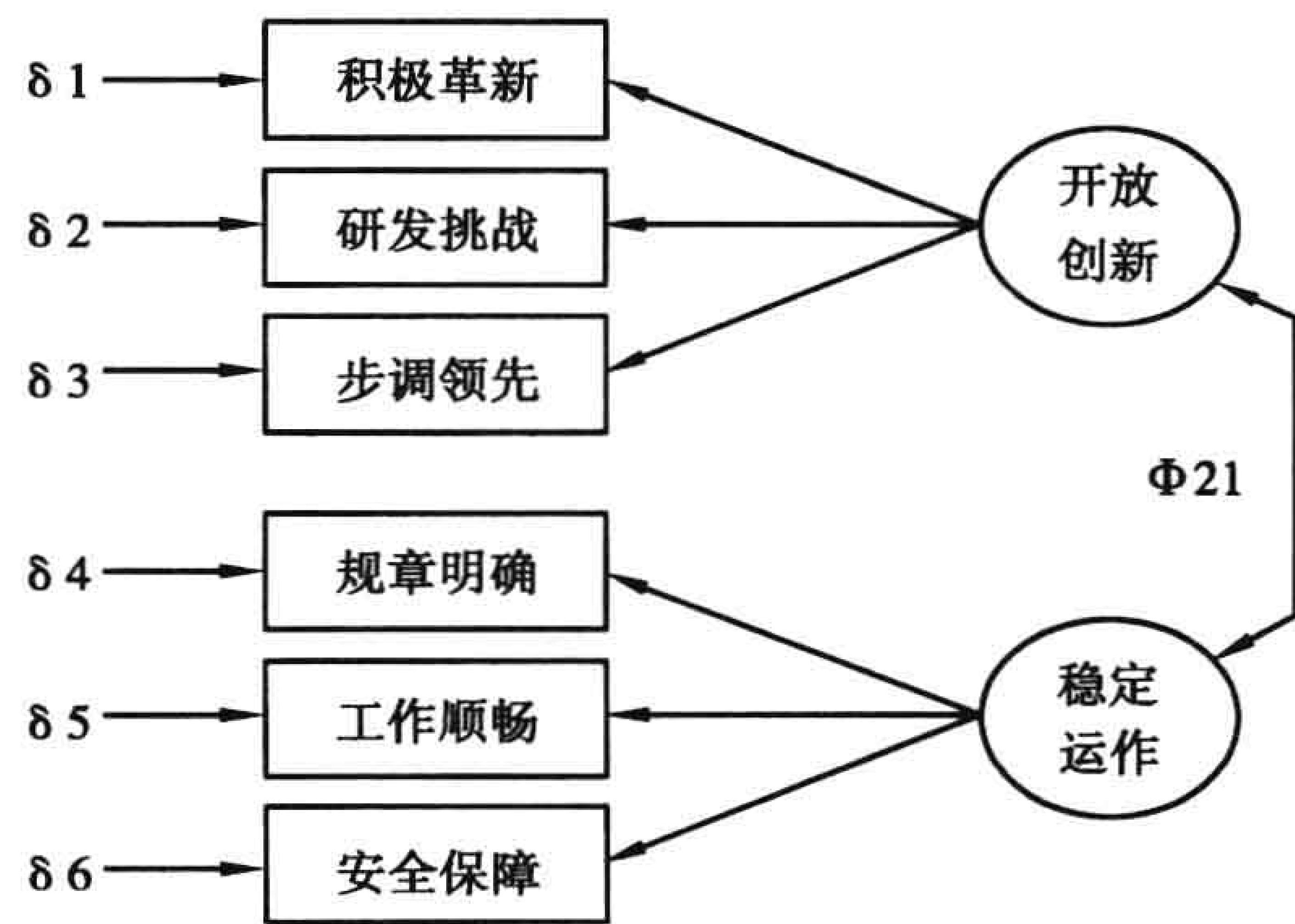


图 4-23

(二)第二群组——小型企业组织

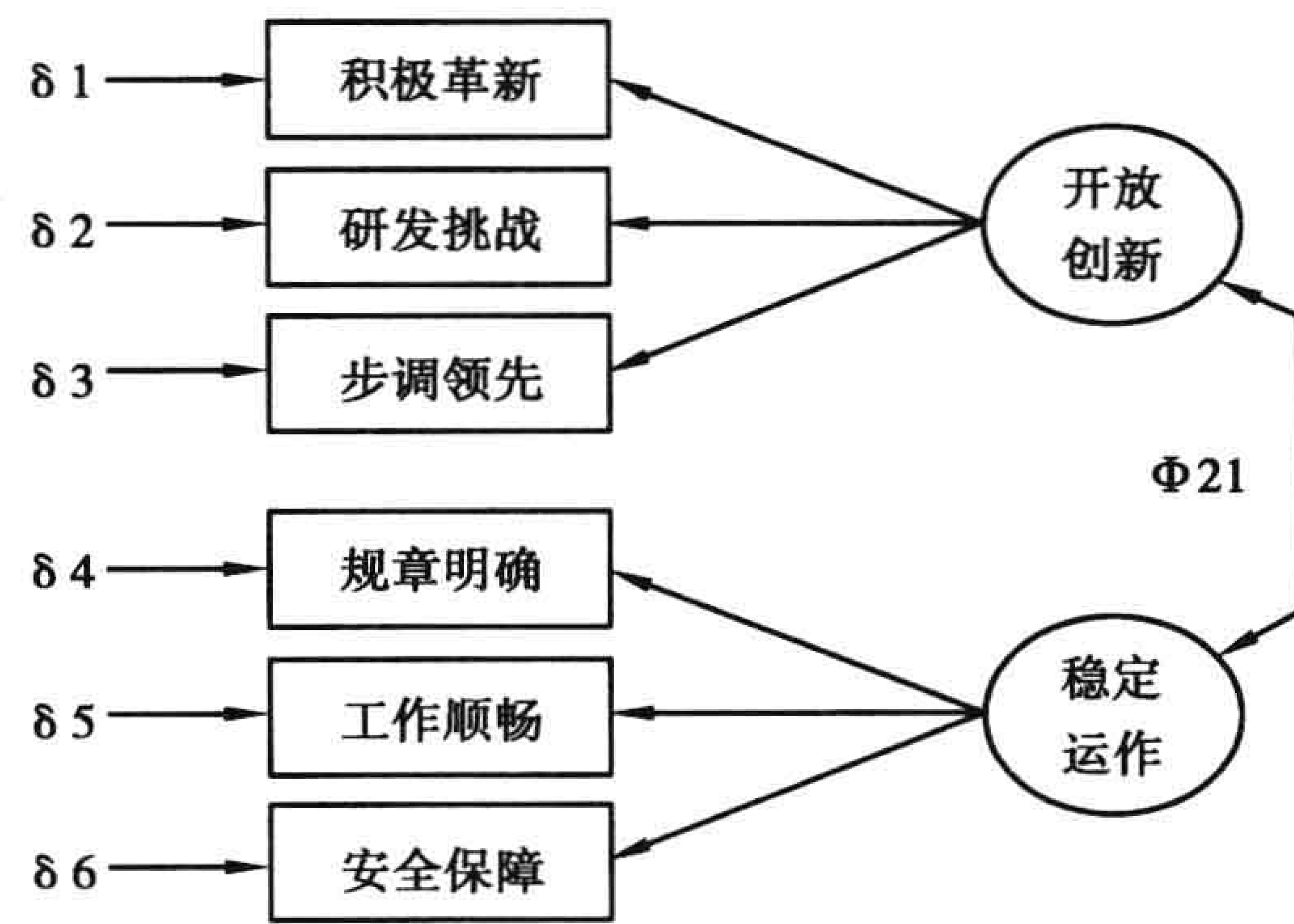


图 4-24

(三)SIMPLIS 假设范例语法程序

Group1：大型企业组织文化测量模型
Observed Variables
积极革新　研发挑战　步调领先　规章明确　工作顺畅　安全保障
Correlation Matrix：
1.00
0.69　1.00
0.65　0.77　1.00
0.32　0.35　0.35　1.00
0.31　0.26　0.32　0.74　1.00

```
0.28  0.41  0.35  0.77  0.84  1.00
Standard Deviation:
1.08  2.18  1.05  1.96  2.07  2.15
Sample Size = 400
Latent Variable:
开放创新  稳定运作
Relationships:
积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
规章明确  工作顺畅  安全保障 = 稳定运作
Set the Errors between 研发挑战 and 工作顺畅 Correlate
Set the Errors between 研发挑战 and 安全保障 Correlate
Group2: 小型企业组织文化测量模型
Correlation Matrix
1.00
0.70  1.00
0.63  0.79  1.00
0.31  0.35  0.35  1.00
0.30  0.27  0.32  0.76  1.00
0.29  0.40  0.35  0.79  0.82  1.00
Standard Deviation:
1.07  2.15  1.04  1.92  2.05  2.14
Sample Size = 450
Path Diagram
Options: RS SC MI AD = 3 IT = 100
End of Problem
```

【说明】

多群组样本结构模型分析，每个群组以 Group1，Group2…作为每个群组模型的起始行。若只有两个群组，则第一个群组 Group1 通常为原始模型建构样本，第二个群组 Group2 为校正样本(calibration sample)(或称验证样本)。其分析的策略为严格复制策略，即第二个群组的路径关系模型全部与第一个群组相同，因而第二个群组的路径关系可以省略不陈列出来，若是两个群组模型的路径不相同，则两个群组的路径关系要分开撰写，此时即为宽松复制策略。

第五章 一阶验证性因素分析

在一份组织文化量表的探索性因素分析(exploratory factor analysis)中,研究者以200位受试者为样本,在十个题项的组织文化量表中,采用主成分分析法,并以斜交转轴法进行因素转轴,共抽取三大共同因素:目标成就(targ)、开放创新(open)、稳定运作(stab)。其中目标成就因素构念包含四个题项(测量指标):相互竞争(X1)、成就导向(X2)、目标达成(X3)、领导强化(X4);开放创新因素构念包含三个题项(测量指标):积极革新(X5)、研发挑战(X6)、步调领先(X7);稳定运作因素构念包含三个题项(测量指标):规章明确(X8)、工作顺畅(X9)、安全保障(X10)。研究者为重新检验组织文化量表模型的适配情形,重新选取450位受试者为样本。请问研究者所提的组织文化量表的理论模型是否与实际数据相契合,其整体模型的适配情形是否可以得到支持?研究者所提的组织文化量表多因素斜交模型图如图5-1所示。

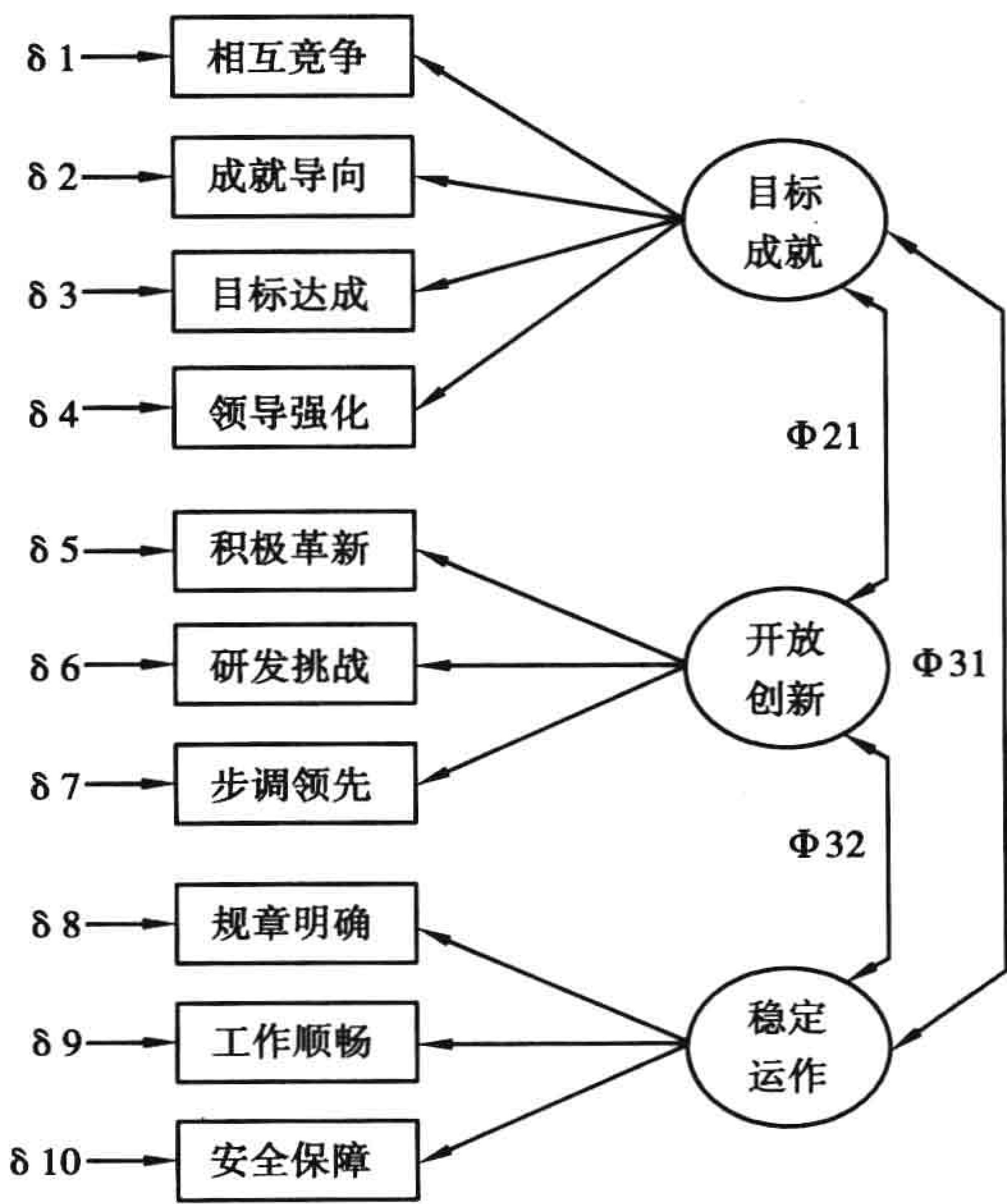


图5-1

5.1 语法程序

斜交模型 SIMPLIS 语法程序一

```
! Confirmatory Factor Analysis
Observed Variables:
X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10
Raw Data From File d:/cfa/cfada01.dat
Sample Size = 450
Latent Variables:
targ open stab
Rationships:
X1 X2 X3   X4  = targ
X5 X6 X7       = open
X8 X9 X10      = stab
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

斜交模型 SIMPLIS 语法程序二

```
! Confirmatory Factor Analysis
Observed Variables:
X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10
Raw Data From File d:/cfa/cfada01.dat
Sample Size = 450
Latent Variables:
targ open stab
Rationships:
X1              = 1 * targ
X2 X3 X4        = targ
X5              = 1 * open
X6 X7           = open
X8              = 1 * stab
X9 X10          = stab
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

斜交模型语法程序三(变量名称为中文字符)

```
Title 一阶验证性因素分析
Observed Variables:
  相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化
  积极革新  研发挑战  步调领先
  规章明确  工作顺畅  安全保障
```

```
Raw Data From File d:/cfa/cfada01.dat
Sample Size = 450
Latent Variables:
  目标成就  开放创新  稳定运作
Rationships:
  相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化 = 目标成就
  积极革新  研发挑战  步调领先          = 开放创新
  规章明确  工作顺畅  安全保障          = 稳定运作
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

【注意】

以中文字为变量名称,变量前后也可以加上单引号,如不加单引号,中文变量名称与变量名称间要空一格。

斜交模型语法程序四(变量名称为中文字符)

```
Title 一阶验证性因素分析
Observed Variables:
  相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化
  积极革新  研发挑战  步调领先
  规章明确  工作顺畅  安全保障
Raw Data From File d:/cfa/cfada01.dat
Sample Size = 450
Latent Variables:
  目标成就  开放创新  稳定运作
Rationships:
  相互竞争                    = 1 * 目标成就
  成就导向  目标达成  领导强化 =    目标成就
  积极革新                    = 1 * 开放创新
  研发挑战  步调领先           =    开放创新
  规章明确                    = 1 * 稳定运作
  工作顺畅  安全保障           =    稳定运作
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

【说明】

在上述语法程序一至语法程序四,读取的是原始文件,其前十笔数据如下:

```
5 5 5 4 5 5 4 3 3 3
3 3 4 4 3 3 3 3 3 3
3 4 4 4 3 4 3 3 3 3
3 3 4 4 3 3 3 3 3 3
5 5 4 4 4 4 3 5 4 4
5 4 4 4 4 4 3 5 4 4
5 5 4 4 4 4 3 5 4 4
5 5 5 5 4 5 4 5 4 4
5 5 5 5 4 5 4 5 4 4
```

```
5 4 4 4 4 5 4 3 3 3
. . . . . .
. . . . . .
```

上述文件必须采取固定格式,数据的顺序要与观察变量的顺序一致,在 SPSS 中,.DAT 格式的文件可直接被 LISREL 读取。

本范例以相关矩阵输入,原始语法程序如下:

```
[1]! 组织文化量表初阶验证性因素分析
[2]Observed Variables:
相互竞争 成就导向 目标达成 领导强化
积极革新 研发挑战 步调领先 规章明确 工作顺畅 安全保障
[3]Correlation Matrix:
1.00
0.81 1.00
0.87 0.75 1.00
0.79 0.70 0.85 1.00
0.39 0.42 0.31 0.40 1.00
0.46 0.22 0.30 0.20 0.71 1.00
0.45 0.35 0.31 0.37 0.78 0.80 1.00
0.34 0.45 0.38 0.41 0.35 0.39 0.35 1.00
0.41 0.21 0.22 0.28 0.29 0.26 0.24 0.92 1.00
0.32 0.39 0.41 0.35 0.44 0.38 0.40 0.86 0.79 1.00
[4]Sample Size =450
[5]Latent Variables:
目标成就 开放创新 稳定运作
[6]Rationships:
相互竞争 成就导向 目标达成 领导强化 = 目标成就
积极革新 研发挑战 步调领先 = 开放创新
规章明确 工作顺畅 安全保障 = 稳定运作
[7]Path diagram
[8]Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd =3 iteration =100
[9]End of Problem
```

【语法程序说明】

[1],[2]…[9]的括号数字在原始语法程序中不能出现,此处是为了说明,让读者了解,之后才加注上去的。

[1]处为 SIMPLIS 语法程序的注解说明,程序执行时会被视为注解(comments)呈现。

[2]处为界定十个观察变量,其顺序要与相关矩阵或协方差矩阵呈现的矩阵数字相对应,九个观察变量分别为:相互竞争、成就导向、目标达成、领导强化、积极革新、研发挑战、步调领先、规章明确、工作顺畅、安全保障。

[3]处为上述十个变量的相关矩阵,对角线的数字均为 1,形成一个 10×10 的矩阵,若 SEM 分析中包含结构模型,相关矩阵应先呈现 Y 变量再呈现 X 变量,并且要呈现各变量的标准差。如

```
VAR(Y1)
COV(Y1, Y2) VAR(Y2)
COV(Y1, Y3) COV(Y2, Y3) VAR(Y3)
COV(Y1, X1) COV(Y2, X1) COV(Y3, X1) VAR(X1)
COV(Y1, X2) COV(Y2, X2) COV(Y3, X2) COV(X1, X2) VAR(X2)
```

```
COV(Y1, X3) COV(Y2, X3) COV(Y3, X3) COV(X1, X3) COV(X2, X3) VAR(X3)
COV(Y1, X4) COV(Y2, X4) COV(Y3, X4) COV(X1, X4) COV(X2, X4) COV(X3, X4) VAR(X4)
COV(Y1, X4) COV(Y2, X5) COV(Y3, X5) COV(X1, X5) COV(X2, X5) COV(X3, X5) COV(X4, X5) VAR(X5)
```

Standard Deviation:1.21　2.25　2.20　1.96　2.30　2.45　1.67　1.85　2.55　2.45

研究者如要呈现平均数让他人知悉也可以,平均数的关键字为[Means:]

[4]设定分析样本数有多少位,此处分析的样本有450人。

[5]处为设定潜在变量,三个潜在变量(因素构念)分别为:目标成就、开放创新、稳定运作。

[6]处界定测量模型的关系,关键词[Rationships:]的设定中,等号左边为果变量(箭号所指的地方),等号右边为因变量(箭号起始点处的变量)。

[7]以关键词[Path Diagram]输出各种因果模型图,包含原始估计值模型图、标准化解值模型图、显著检验的t值模型图、修正指标图、期望参数改变模型图等。

[8]界定各种输出统计量:输出标准化误(SE)、呈现参数估计之t检验值(TV)、输出矩阵形式的残差值、适配的协方差矩阵、正态化残差与Q图(RS)、输出标准化参数估计解值(SS)、输出完全标准化估计解值(SC),界定输出小数位数到第三位(ND=3)、设定迭代运算次数为100(iteration=100)

结果的输出也可以直接采用[Options:]指令,如:

Options:RS SC MI ND=3 IT=100

上述中MI为修正指标,RS,SC的界定与上述相同。[Lisrel Output]与[Options]后面的输出界定指令大小写均可以。

[9]界定语法结束,结束整个程序分析的工作。

SIMPLIS的语法程序在LISREL的应用窗口中,画面如下:

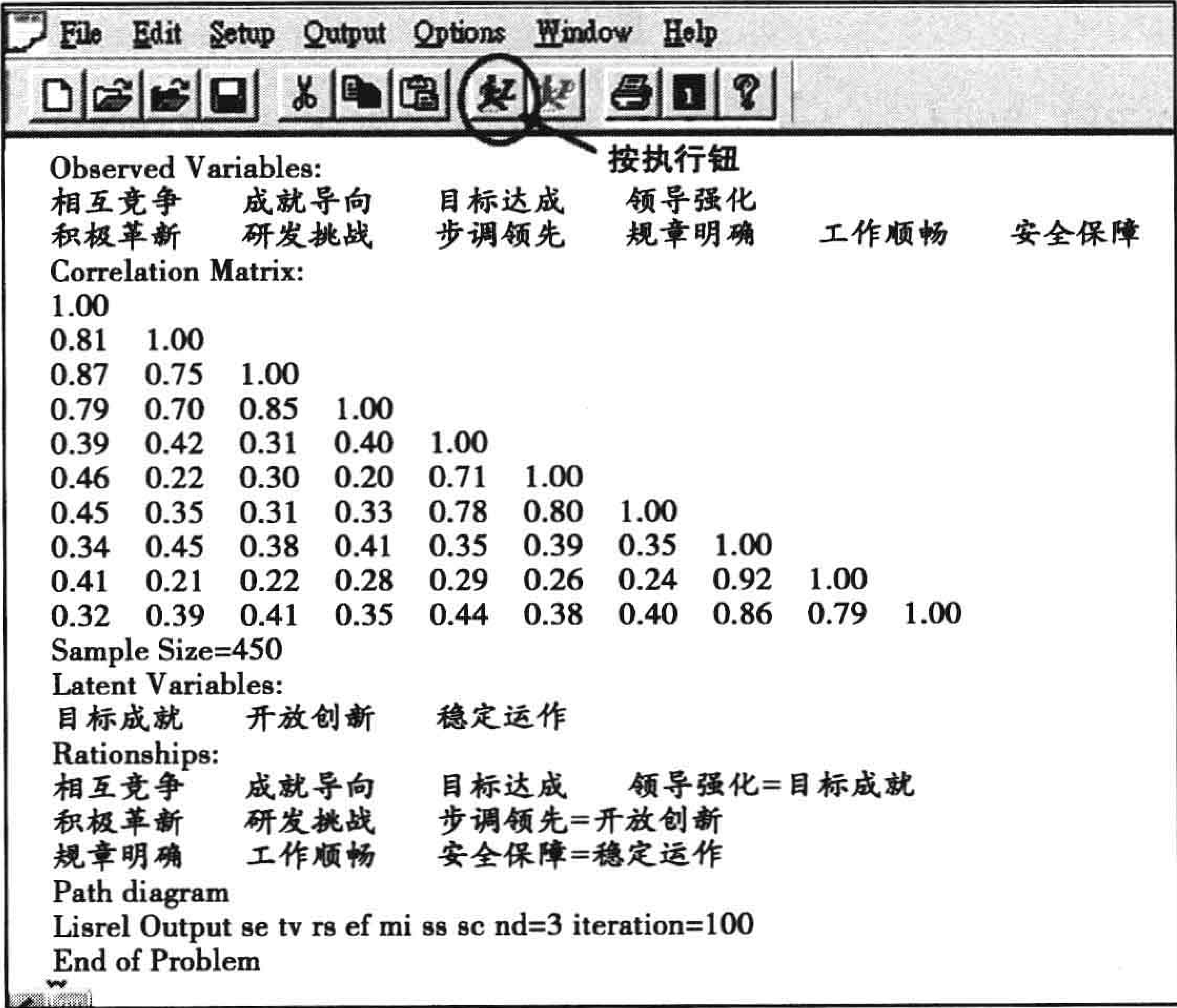


图5-2

5.2 操作程序

1. 执行功能表[File]→[New]程序，出现[开启新文件]对话窗口，在[开启新文件]方盒中选取[SIMPLE Project]选项，按[确定]钮。

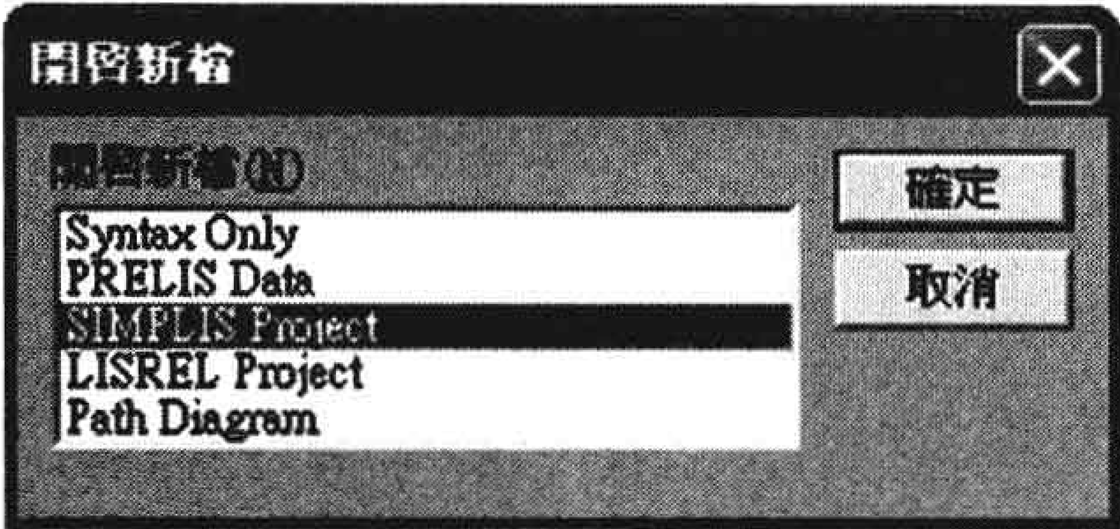


图 5-3

2. 出现[另存新文件]对话窗口，存档类型出现 SIMPLIS Project（ *. spj），在[文件名称]的右方输入新文件的名称如 cfa001，按[Save]（储存）。

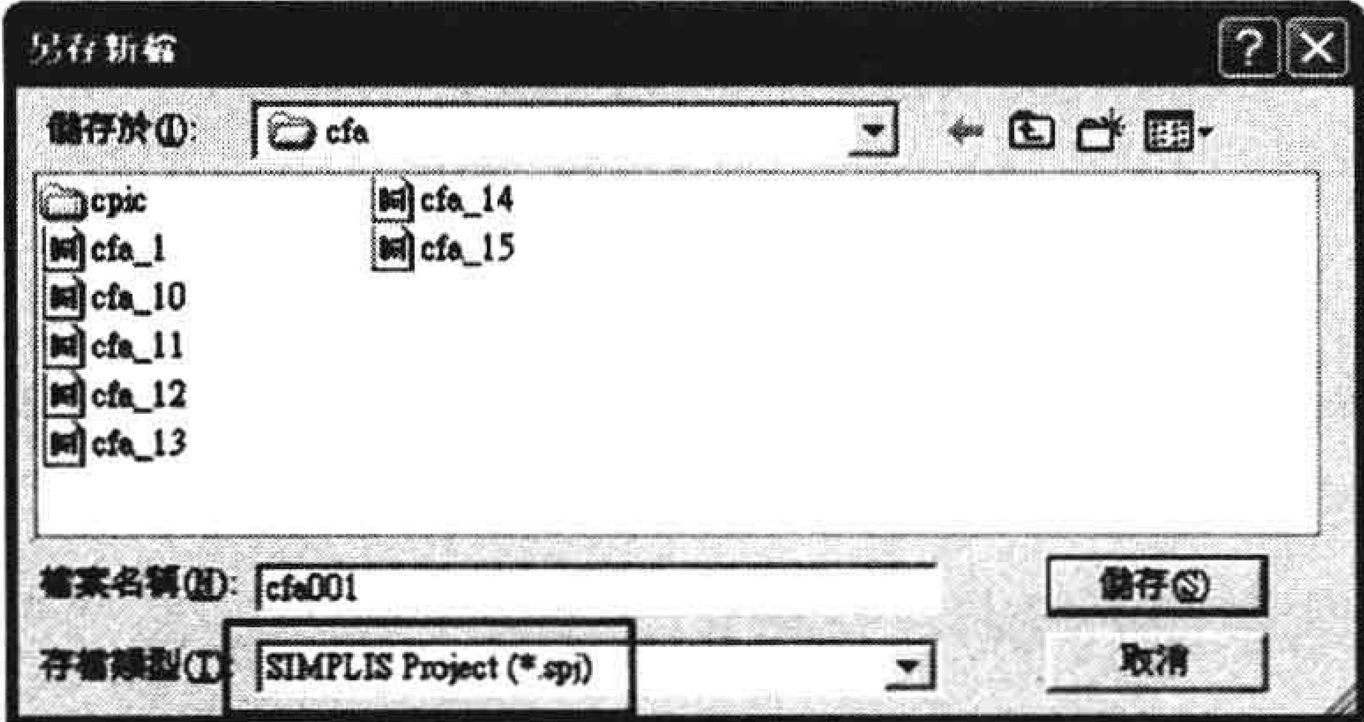


图 5-4

3. 出现[LISREL Windows Application]窗口应用程序盒，在中间空白处直接键入 SIMPLIS 的语法程序，输入完后按[Save]钮，再按功能列[Run Lisrel]钮。如语法程序没有错误会出现路径图（ *. pth）与输出结果，研究者可按功能列[Window]（窗口）钮，来切换语法程序窗口、路径图窗口、输出结果文字窗口。

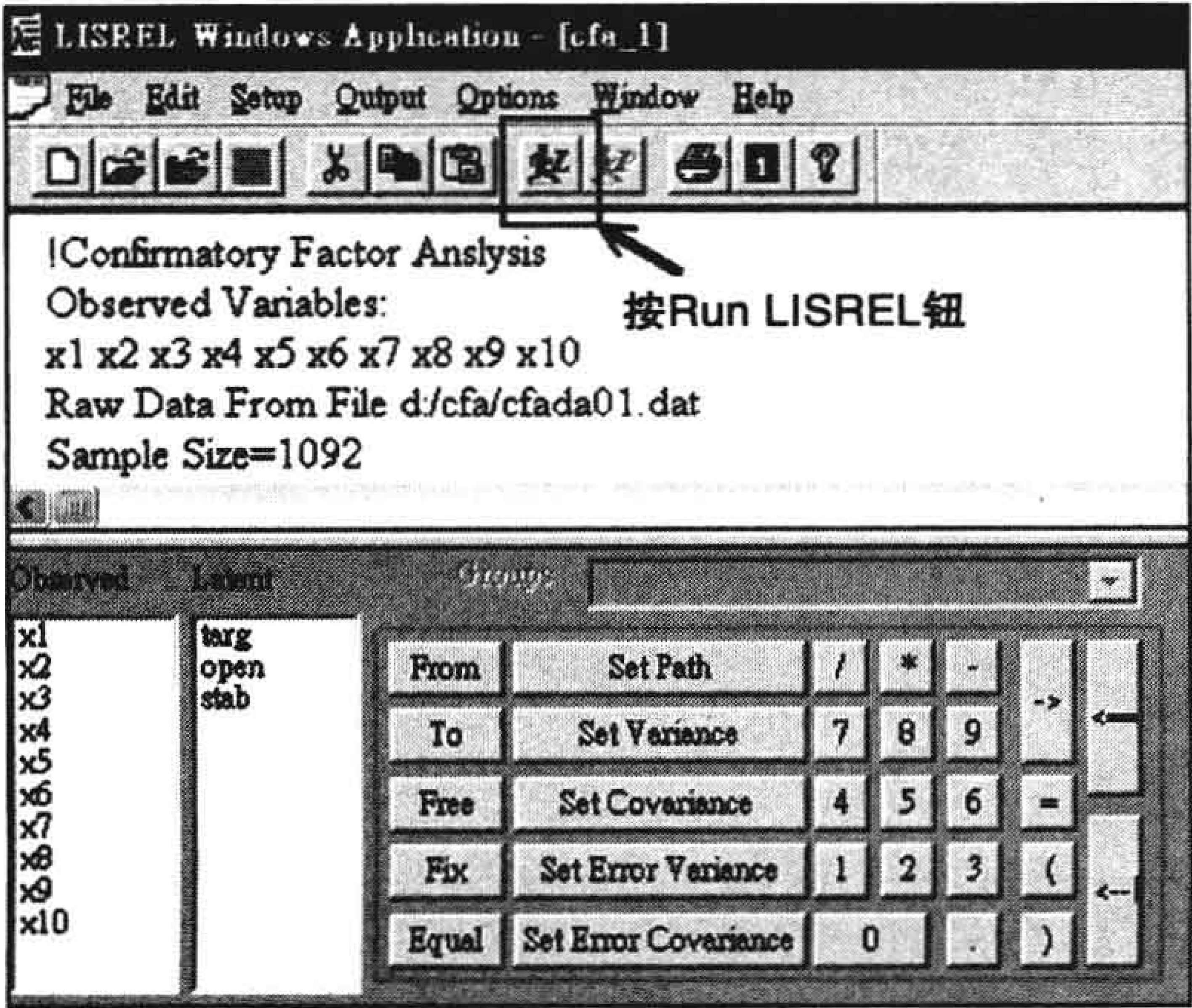


图 5-5

4. 开启[*. spj]程序文件,执行功能列[File]→[Open]程序,或直接按功能列[Open]钮,出现[开启旧文件]对话窗口,在[文件类型中]选取 SIMPLIS Project (*. spj)选项,选取文件→按[开启]钮。

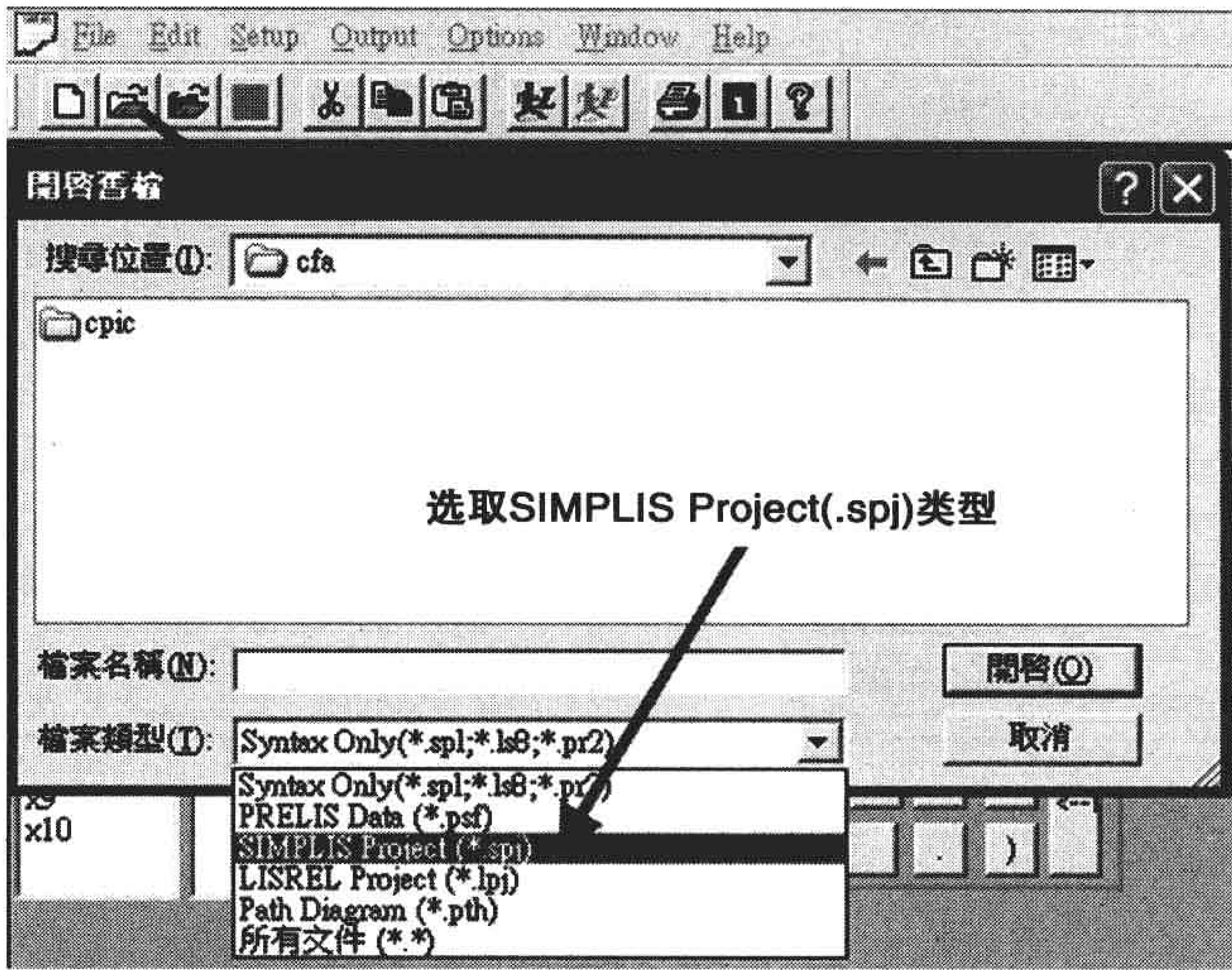


图 5-6

5. 在路径图的窗口中,[Estimates](估计值)的下拉式选单中有六种路径图供选择:[Estimates](原始估计值的路径图)、[Standardized Solution](标准化解值的路径图)、[Conceptual Diagram](概念模型图)、[Tvalues](显示 t 值的路径图)、[Modification Indices](修正指标图)、[Expected Changes](期望改变值的路径图)。

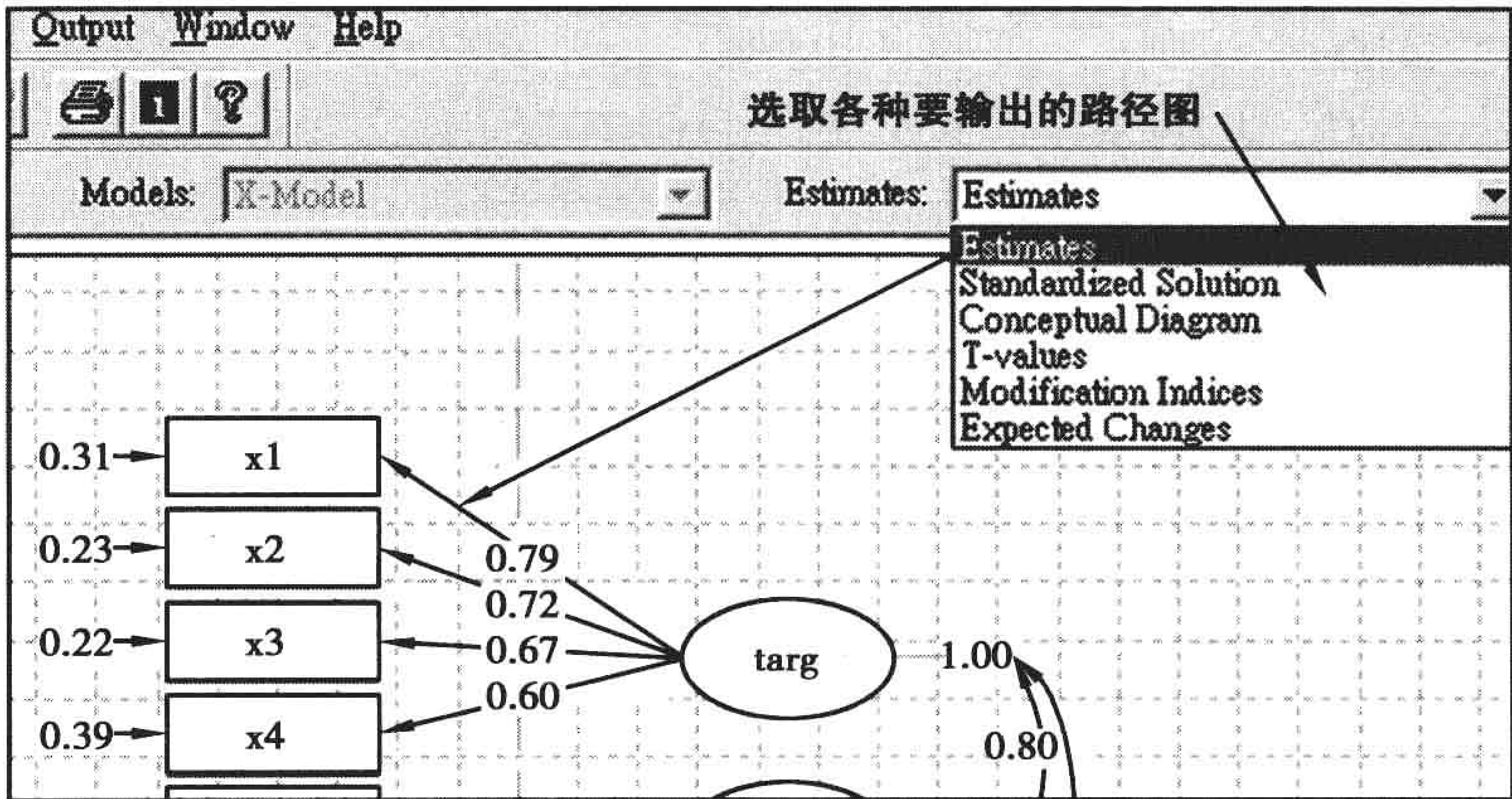


图 5-7

LISREL 绘出之模型概念路径图如下:

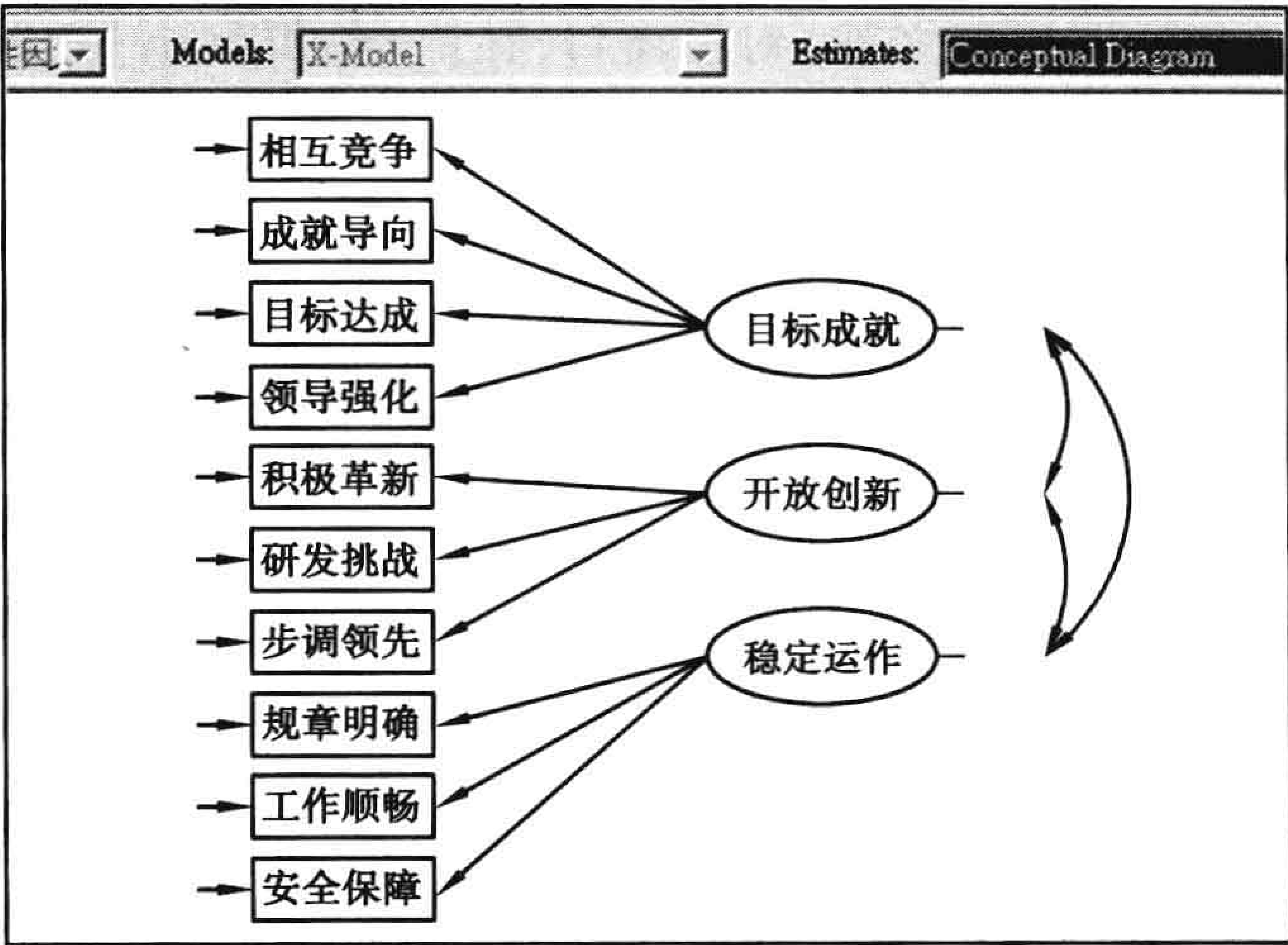


图 5-8

5.3　报表结果

The following lines were read from file D:\cfa\组织文化_cfa. spj:
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Observed Variables:
相互竞争　成就导向　目标达成　领导强化
积极革新　研发挑战　步调领先　规章明确　工作顺畅　安全保障
Correlation Matrix:
1.00
0.81　1.00
0.87　0.75　1.00
0.79　0.70　0.85　1.00
0.39　0.42　0.31　0.40　1.00
0.46　0.22　0.30　0.20　0.71　1.00
0.45　0.35　0.31　0.37　0.78　0.80　1.00
0.34　0.45　0.38　0.41　0.35　0.39　0.35　1.00
0.41　0.21　0.22　0.28　0.29　0.26　0.24　0.92　1.00
0.32　0.39　0.41　0.35　0.44　0.38　0.40　0.86　0.79　1.00
Sample Size = 450
Latent Variables:
目标成就　开放创新　稳定运作
Rationships:
相互竞争　成就导向　目标达成　领导强化 = 目标成就
积极革新　研发挑战　步调领先 = 开放创新
规章明确　工作顺畅　安全保障 = 稳定运作
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem

【说明】

上表的输出报表为 LISREL 原始程序格式,第一列会出现语法程序的文件名称,再重复出现语法程序。如果文件的语法或拼字有错误,或观察变量(/潜在变量)没有界定等,会于此地方将错误或问题之处显示出来,告知使用者语法程序哪里有问题。如测量指标变量未于观察变量中定义,在执行功能列[Run Lisrel]钮后,会出现[警告]窗口,提醒使用者“模型无法聚合”(Themodel does not converge),并出现语法错误处于[*.out]的窗口中。

如观察变量 x10 未于[Observed Variables:]中界定,则会出现以下讯息。

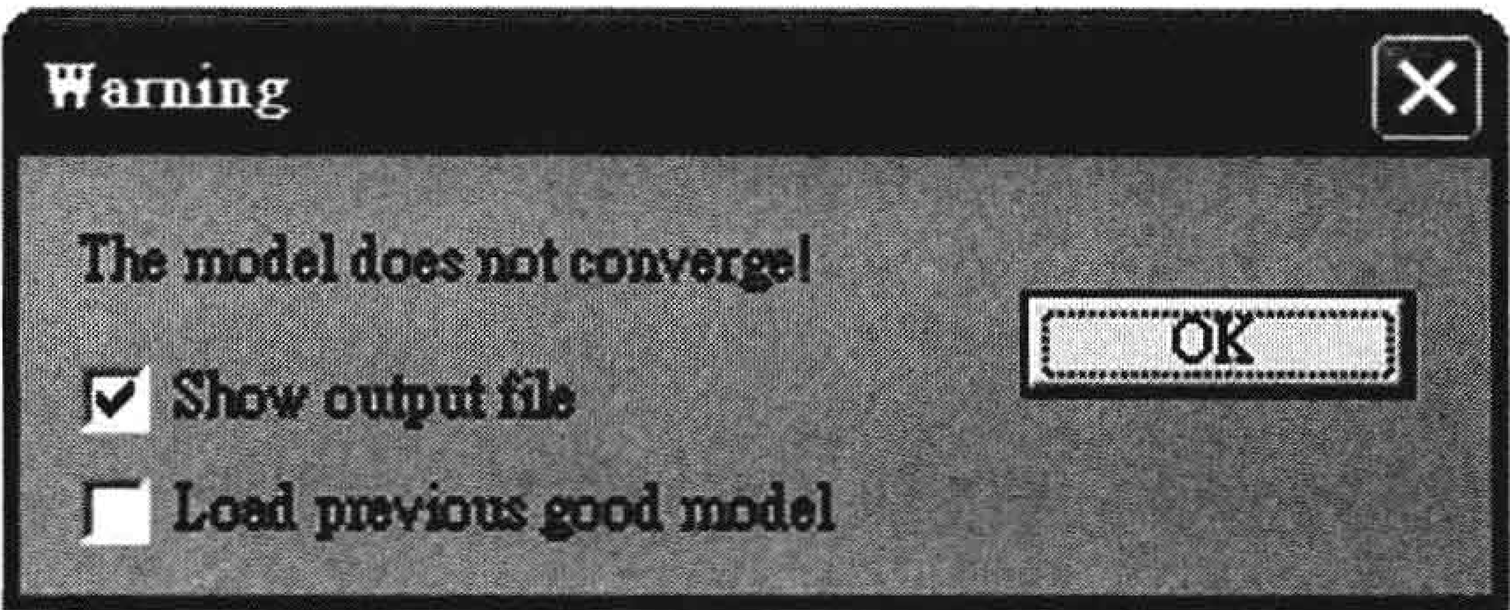


图 5-9

```
W_A_R_N_I_N_G: Variable "x10" is not defined.
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
F_A_T_A_L E_R_R_O_R: Syntax errors found.
                                Time used:0.047 Seconds
```

若是出现下列讯息,表示模型设定有问题,虽然 LISREL 有提供解决策略,如设定 AD 大于 50 或设定 AD = OFF,表示模型分析进行第 50 次迭代算以后,才会进行估计解接受度的检验或直接关闭估计解的检验,但这两种设定,一般模型还是无法获得聚合或收敛,研究者最好重新评估模型,检核协方差矩阵,看是否有多元共线性问题。

```
W_A_R_N_I_N_G:The solution was found non-admissible after 50 iterations.
              The following solution is preliminary and is provided only for the
              purpose of tracing the source of the problem.
              Setting AD > 50 or AD = OFF may solve the problem
W_A_R_N_I_N_G:Matrix to be analyzed is not positive definite,
              ridge option taken with ridge constant = 1.000
```

【说明】

虽然分析的矩阵无法正定,但脊选项中采用脊常数(ridge constant)的方法,可以解决模型无法收敛的问题,其中脊常数的数值设定为 1。

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
          Covariance Matrix
          相互竞争   成就导向   目标达成   领导强化   积极革新   研发挑战
          --------   --------   --------   --------   --------   --------
相互竞争   2.000
成就导向   0.810     2.000
目标达成   0.870     0.750     2.000
领导强化   0.790     0.700     0.850     2.000
```

积极革新	0.390	0.420	0.310	0.400	2.000	
研发挑战	0.460	0.220	0.300	0.200	0.710	2.000
步调领先	0.450	0.350	0.310	0.370	0.780	0.800
规章明确	0.340	0.450	0.380	0.410	0.350	0.390
工作顺畅	0.410	0.210	0.220	0.280	0.290	0.260
安全保障	0.320	0.390	0.410	0.350	0.440	0.380

Covariance Matrix

	步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
步调领先	2.000			
规章明确	0.350	2.000		
工作顺畅	0.240	0.920	2.000	
安全保障	0.400	0.860	0.790	2.000

【说明】

上表为十个观察变量间的协方差矩阵(根据实际数据所得之 S 矩阵),若没有出现非正定的错误提示语:Matrix to be analyzed is not positive definite,表示协方差矩阵是正定的。非正定的现象通常是数据有问题,研究者可以增加样本数或删除不重要的变量。SEM 分析中如同时包含测量模型及结构模型,除可直接读取原始文件(固定格式文件),也可以键入变量的协方差矩阵或相关矩阵,矩阵要先呈现 Y 变量,再呈现 X 变量,如果直接以相关矩阵为分析文件,还要键入各变量的标准差(Standard Deviation),才能计算出协方差矩阵。

! 组织文化量表初阶验证性因素分析

Parameter Specifications

LAMBDA-X

	目标成就	开放创新	稳定运作
相互竞争	1	0	0
成就导向	2	0	0
目标达成	3	0	0
领导强化	4	0	0
积极革新	0	5	0
研发挑战	0	6	0
步调领先	0	7	0
规章明确	0	0	8
工作顺畅	0	0	9
安全保障	0	0	10

PHI

	目标成就	开放创新	稳定运作
目标成就	0		
开放创新	11	0	
稳定运作	12	13	0

THETA-DELTA

相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
14	15	16	17	18	19

THETA-DELTA

步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
20	21	22	23

【说明】

上表数据为验证式因素分析中所要估计的参数，总共有23个，十个测量变量（ΛX；X1至X10）的参数、三个因素（潜在变量）间的相关系数参数（Φ1至Φ3），十个测量变量的测量误差参数（δ1至δ10），由于潜在变量的相关间没有界定“无相关”关系，因而是一种多因素的斜交模型，而非直交模型。

！组织文化量表初阶验证性因素分析
Number of Iterations = 5

【说明】

上表数据为模型聚合时所需迭代的次数，总共5次即获得聚合，即LISREL采用最大概似法（ML法）总计进行了5次的迭代运算而完成了所有的参数估计。在LISREL的分析中，迭代的次数是以自由估计参数的三倍作为预设值，如自由估计参数有15个，则迭代的最高次数为45。若是在迭代次数内无法完成参数的估计，会出现聚合失败的错误讯息，此时，可调整迭代的次数，或是重新检核模型是否有问题，或是检查输入数据是否有错。无法聚合收敛的提示语如：

W_A_R_N_I_N_G：The number of iterations exceeded XX.
F_A_T_A_L E_R_R_O_R：Serious problem encountered during minimization. Unable to continue iteration. Check your model and data.

【说明】

上面问题的发生主要是假设理论模型与实察数据间差异过大，理论模型设定不适当，研究者可调整迭代的次数（IT = N），或重新检核理论模型，评估并加以修正模型。

LISREL Estimates（Maximum Likelihood）

LAMBDA-X

	目标成就	开放创新	稳定运作
相互竞争	0.950 (0.070) 13.542	- -	- -
成就导向	0.833 (0.071) 11.686	- -	- -
目标达成	0.919 (0.070) 13.056	- -	- -
领导强化	0.866 (0.071) 12.211	- -	- -
积极革新	- -	0.858 (0.078) 11.059	- -

研发挑战	- -	0.845	- -
		(0.078)	
		10.897	
步调领先	- -	0.920	- -
		(0.078)	
		11.767	
规章明确	- -	- -	1.004
			(0.075)
			13.439
工作顺畅	- -	- -	0.885
			(0.074)
			11.962
安全保障	- -	- -	0.890
			(0.074)
			12.032

PHI

	目标成就	开放创新	稳定运作
目标成就	1.000		
开放创新	0.449	1.000	
	(0.060)		
	7.475		
稳定运作	0.420	0.422	1.000
	(0.059)	(0.063)	
	7.164	6.727	

THETA-DELTA

相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
1.097	1.306	1.155	1.250	1.263	1.287
(0.103)	(0.107)	(0.104)	(0.106)	(0.119)	(0.119)
10.613	12.186	11.097	11.813	10.622	10.847

THETA-DELTA

步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
1.153	0.993	1.217	1.207
(0.121)	(0.116)	(0.112)	(0.112)
9.497	8.569	10.881	10.790

【说明】

上表数据为各参数之估计结果,模型估计采用的方法为最大概似法(Maximum Likelihood),每个参数估计结果有三行数字,第一行数字为原始参数估计值(estimates)、第二行为估计标准误(standard errors)、第三行为 t 值(t-value)。t 值的绝对值如大于 1.96,表示该估计参数达到 0.05 的显著水平,t 值的绝对值如大于 2.58,表示该估计参数达到 0.01 的显著水平。以外因潜在变量目标成就的测量指标相互竞争(X1)变量为例,其参数估计值为 0.950、标准误为 0.070、t 值等于 13.542(=0.950 ÷0.070),t 值远大于 1.96 达到显著水平,表示此参数具有统计上的显著。由于测量指标相互竞争是外因潜在变量目标成就的观察变量之一,是一种测量模型,相互竞争的参数估计值 0.950,也就是

相互竞争变量在潜在特质层面目标成就上的因素负荷量(factor loading)(此数值为原始参数估计值,最终的因素负荷量呈现于完全标准化解值中)。上列表格中,23 个所估计的参数均达 0.01 的显著水平,表示模型的内在品质佳。

LAMBDA-X,LAMBDA-Y 的参数矩阵分别是外衍潜在变量与内衍潜在变量的指标变量 X 和 Y 的估计值、标准误与 t 值。

PHI 为三个外因潜在变量(ξ)之参数估计值,为三个外因潜在变量间的相关矩阵(Φ 间的相关),此相关以矩阵方式呈现,各潜在变量的方差被设定为 1,因而其对角线的数值为 1,表示外因潜在变量与自己的相关系数。其中因素层面目标成就与开放创新间的相关为 0.449,目标成就与稳定运作间的相关为 0.420,开放创新与稳定运作间的相关为 0.422,三个相关系数的 t 值分别为 7.475,7.164,6.727,t 值均大于 1.96 达到显著水平,表示三个相关系数的估计均具有统计上的意义。此外,三个潜在变量间的相关为中度相关,显示三个因素构念间有关联,但其相关不是很高。

[THETA-DELTA](δ)矩阵为各测量指标变量(X 变量)的误差变异量估计值、标准误与 t 值,十个观察变量的测量误差值(δ1 至 δ10)均达统计上的显著水平。在路径图的窗口中勾选[T-values],则会显示各参数显著性检验的 t 统计量。模型内每个估计参数是否都达到显著水平是检核模型内在品质的一项重要指标。此处估计的 23 个参数均达到显著水平,表示模型的内在品质理想。估计参数之标准误的另一个功用,是可以用来检测假设模型是否有违反辨认规则,如果估计参数之标准误很大或有负的误差方差存在,表示假设的理论模型有可能违反辨认规则(Hair *et al.*, 1992)。上述 23 个估计参数的标准误均很小,且没有出现负的误差方差,显示假设模型没有违反辨认规则。

LISREL 输出的估计值可以整理如表 5-1:最后一栏标准化参数估计值由后面完全标准化解值中(Completely Standardized Solution)的数据而得。

表 5-1

参数	非标准化参数估计值	标准误	t 值	R^2	标准化参数估计值
λ_1	0.950	0.070	13.452***	0.451	0.672
λ_2	0.833	0.071	11.686***	0.347	0.589
λ_3	0.919	0.070	13.056***	0.423	0.650
λ_4	0.866	0.071	12.211***	0.375	0.612
λ_5	0.858	0.078	11.059***	0.368	0.607
λ_6	0.845	0.078	10.897***	0.357	0.597
λ_7	0.920	0.078	11.767***	0.423	0.651
λ_8	1.004	0.075	13.349***	0.504	0.710
λ_9	0.885	0.074	11.962***	0.391	0.626
λ_{10}	0.890	0.074	12.032***	0.396	0.629
ϕ_{21}	0.449	0.060	7.475***		0.449
ϕ_{32}	0.420	0.059	7.164***		0.420
ϕ_{31}	0.422	0.063	6.727***		0.422
δ_1	1.097	0.103	10.613***		0.549
δ_2	1.306	0.107	12.186***		0.653
δ_3	1.155	0.104	11.097***		0.577
δ_4	1.250	0.106	11.813***		0.625
δ_5	1.263	0.119	10.622***		0.632

续表

参数	非标准化参数估计值	标准误	t 值	R^2	标准化参数估计值
δ_6	1.287	0.119	10.847***		0.643
δ_7	1.153	0.121	9.497***		0.577
δ_8	0.993	0.116	8.569***		0.496
δ_9	1.217	0.112	10.881***		0.609
δ_{10}	1.207	0.112	10.790***		0.604

*** $p<0.001$

LISREL 所输出之参数估计显著性检验的 t 值模型图如下，所有估计参数的 t 值均大于2.58，达到0.01 的显著水平，如果参数估计显著性检验 t 值绝对值小于 1.96(未达显著水平)，则于[t 值模型图]的 t 值会出现红色的字体。

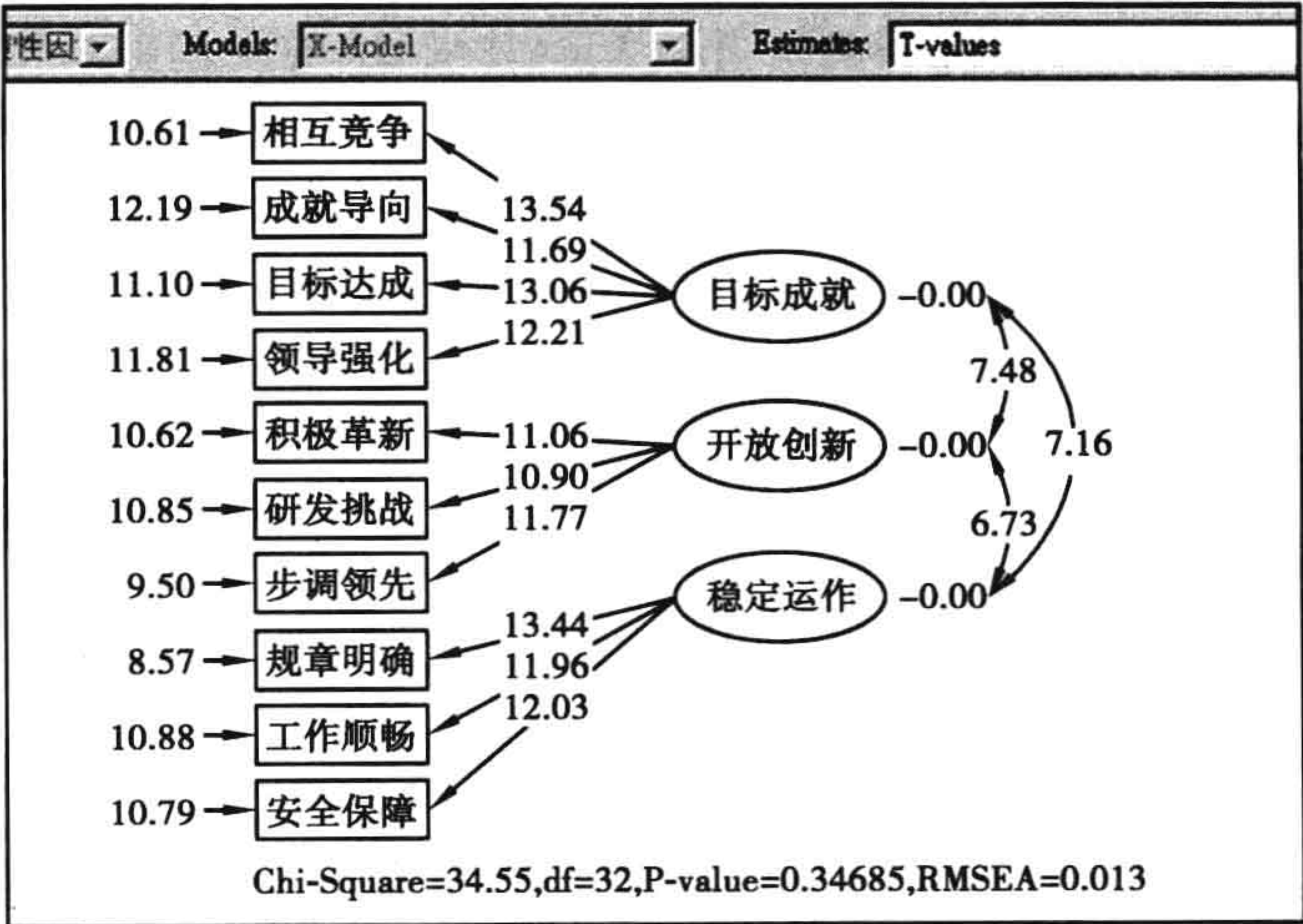


图 5-10

下图为非标准化的估计值(原始参数估计数值)及测量误差值之模型图：

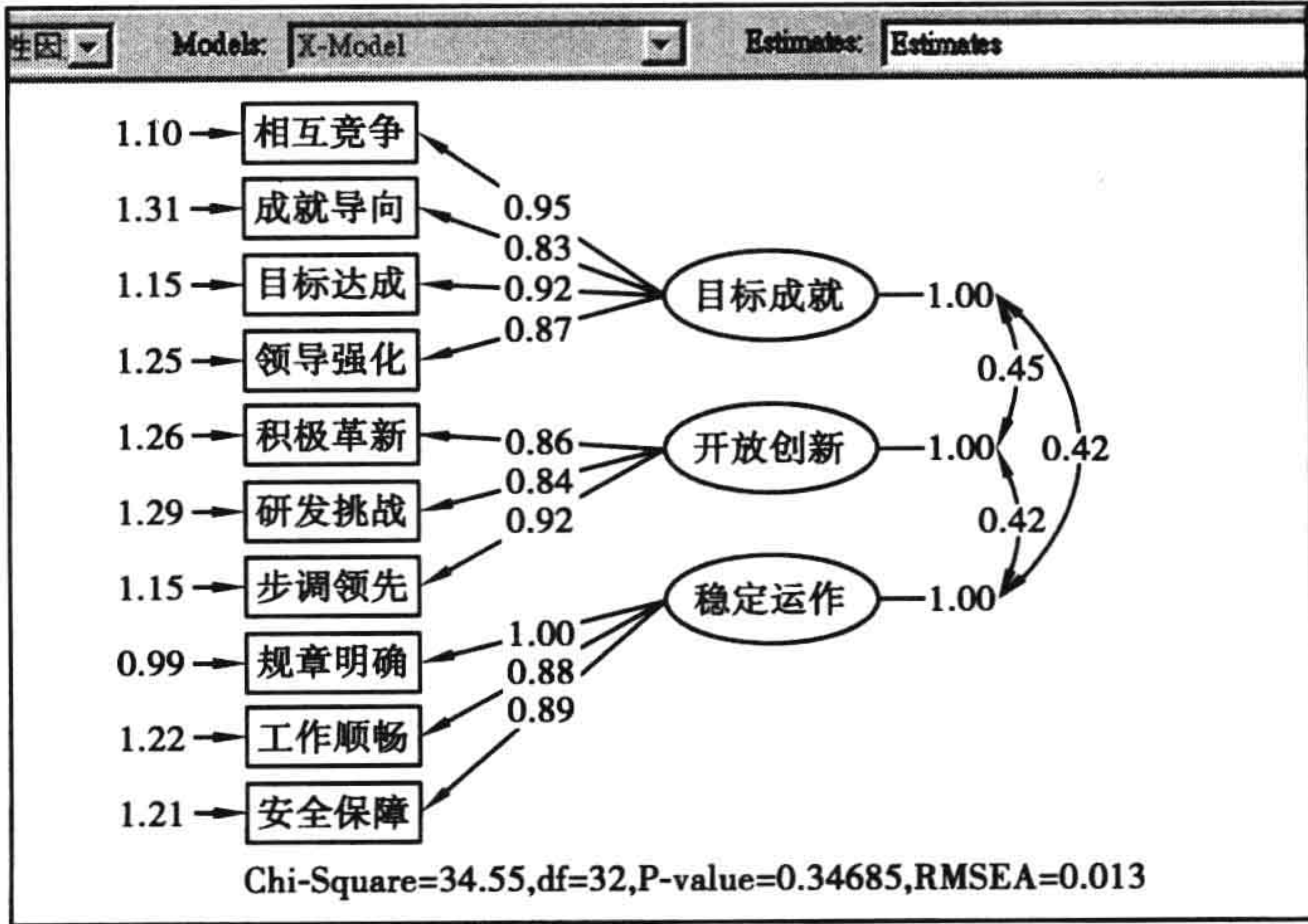


图 5-11

Squared Multiple Correlations for X-Variables

相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
0.451	0.347	0.423	0.375	0.368	0.357

Squared Multiple Correlations for X-Variables

步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
0.423	0.504	0.391	0.396

【说明】

上表为观察变量与其外因潜在变量间的多元相关的平方,即复相关的平方,也就是多元回归分析中的 R^2,R^2 是一种解释变异量,表示各观察变量被其潜在变量解释的百分比,在 LISREL 分析中,测量变量的 R^2 表示观察变量的信度(reliability)。以观察变量相互竞争而言,有 45.1% 的变异量能够被潜在变量目标成就所解释,54.9%(=1 -0.451)的变异量无法被潜在变量目标成就所解释,潜在变量无法解释的部分即为误差变异。在模型内在品质的判别方面,个别观察变量的信度指标可以接受的标准应大于 0.50。在上述十个观察指标的个别信度方面,以规章明确变量被潜在变量稳定运作解释的百分比最高,其信度指标为 0.504,其余九个观察变量的信度指标值均未达 0.50 的标准,表示模型的内在品质不佳。

由于各观察变量的 R^2 等于下面"完全标准化估计值"(λ 值——因素负荷量)的平方,可以计算各潜在变量的平均变异量抽取值。此数值表示通过数个观察变量,能测到多少百分比的潜在变量。此为模型内在品质的判别准则之一,若是潜在变量的平均变异量抽取值在 0.50 以上,表示模型的内在品质理想。

Goodness of Fit Statistics【适配度统计量指标】
Degrees of Freedom =32【自由度】
Minimum Fit Function Chi-Square =36.850(P =0.254)【最小适配函数卡方值】
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square =34.552(P =0.347)【正态化最小平方加权卡方值—WLS 卡方值】
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) =2.552【非集中化参数估计值—NCP】
90 Percent Confidence Interval for NCP =(0.0;20.997)【NCP 值 90% 的置信区间】
Minimum Fit Function Value =0.0821【最小适配函数值】
Population Discrepancy Function Value (F0) =0.00568【总体差异函数值—F0】
90 Percent Confidence Interval for F0 =(0.0; 0.0468)【F0 值 90% 的置信区间】
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) =0.0133【渐进残差均方和平方根—RMSEA 值】
90 Percent Confidence Interval for RMSEA =(0.0;0.0382)【RMSEA 值 90% 的置信区间】
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA <0.05) =0.997【RMSEA 值显著性检验】
Expected Cross-Validation Index (ECVI) =0.179【期望跨效度指数—ECVI】
90 Percent Confidence Interval for ECVI =(0.174;0.220)【ECVI 值 90% 的置信区间】
ECVI for Saturated Model =0.245【饱和模型的 ECVI 值】
ECVI for Independence Model =3.026【独立模型的 ECVI 值】
Chi-Square for Independence Model with 45 Degrees of Freedom =1338.738【有 45 个自由度之独立模型的卡方值】

Independence AIC = 1358.738【独立模型的 AIC 值】
Model AIC = 80.552【理论模型的 AIC 值】
Saturated AIC = 110.000【饱和模型的 AIC 值】
Independence CAIC = 1409.831【独立模型的 CAIC 值】
Model CAIC = 198.065【理论模型的 CAIC 值】
Saturated CAIC = 391.009【饱和模型的 CAIC 值】
Normed Fit Index (NFI) = 0.972【NFI 值】
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.995【NNFI 值】
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.692【PNFI 值】
Comparative Fit Index (CFI) = 0.996【CFI 值】
Incremental Fit Index (IFI) = 0.996【IFI 值】
Relative Fit Index (RFI) = 0.961【RFI 值】
Critical N (CN) = 652.757【CN 值】
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.0551【RMR 值】
Standardized RMR = 0.0276【SRMR 值】
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.985【GFI 值】
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.974【AGFI 值】
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.573【PGFI 值】

【说明】

上列数据为整体模型适配度指标值。上述的模型的自由度等于 32，最小适配函数卡方值(Minimum Fit Function Chi-Square)等于 36.850($p = 0.254 > 0.05$)，正态化最小平方加权卡方值—WLS 卡方值(Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square)等于 34.552($p = 0.347 > 0.05$)，均未达到显著水平，应接受虚无假设，表示假设模型与实际数据能适配。由于卡方值易受到样本数多寡而波动，样本数愈大，愈容易拒绝虚无假设，表示必须拒绝观察数据之方差协方差 S 矩阵与假设模型的方差协方差 $\hat{\Sigma}$ 矩阵相等的假设，若是 S 矩阵与 $\hat{\Sigma}$ 矩阵不相等，显示假设模型与观察数据无法契合，此时，若是受试样本数很大，只单以卡方值的大小及显著性来判断模型的契合性，容易得到拒绝虚无假设的结论，因而判断模型的适配度必须参考其他的指标值，在 SEM 模型适配度的检验中，应从多种指标值来综合判断。

为了减低样本大小 χ^2 的影响，学者发展出非集中化参数估计值(Estimated Non-centrality Parameter, NCP)，其公式为：

$NCP = \chi^2 - df = 34.552 - 32 = 2.552$，由公式得知，NCP 的值是 χ^2 值与自由度的差值，NCP 指数是评量估计参数偏离程度的指标，数值愈接近 0，表示假设模型与观察数据愈契合。统计理论认为此种非集中性指标能够减低样本大小的影响，但是这种指标依然根据原始的样本大小来计算，因此，统计学者又发展一种尺度化非集中性参数(scaled non-centrality Parameter, SNCP)，其公式为：

$SNCP = (\chi^2 - df) \div N = (34.552 - 32) \div 450 = 0.006$，NCP 与 SNCP 的目标皆是最小化参数值，由于这两种指标皆无统计检验的准则作为依据，因此，大都是在比较各种竞争模型时才使用(黄芳铭，2004)。

期望跨效度指数(Expected Cross-Validation Index, ECVI)是指在同一总体中，假设模型由一组观察数据所得到的方差协方差矩阵与由另一组观察样本数据所得到的方差协方差矩阵间误差量的大小。因此，ECVI 愈小，表示不同组别间的一致性愈高，ECVI 值常用于评鉴模型复核效度(cross-validity)的问题，ECVI 愈小，表示复核效度愈佳，即同一个

总体中，假设模型应用到不同样本的可能性愈高。ECVI 的公式如下：

$$ECVI = \frac{\chi^2}{N-1} + \frac{2 \times q}{N-1}$$，q 为待估计参数的个数；N 为样本大小。

由于 ECVI 无法检验其显著性，因而多用于竞选模型时选择模型之用，ECVI 值愈小的模型，其契合度愈佳（复核效度愈好）。若要将 ECVI 值用于单一模型契合度的判别，则当理论模型的 ECVI 值比饱和模型（saturatedmodel）的 ECVI 值小，同时也小于独立模型（independent model）的 ECVI 值，则假设模型与观察数据愈有可能契合。表中数据中，理论模型的 ECVI 值等于 0.179，小于饱和模型的 ECVI 值（=0.245），也小于独立模型的 ECVI 值（=3.026）。

兹将上述的数据与模型检验的判断标准整理如表 5-2 所示。

表 5-2

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
绝对适配度指数			
χ^2 值	$p>0.05$（未达显著水平）	34.552（$p>0.05$）	是
RMR 值	<0.05	0.0551	否
SRMR 值	≤0.05	0.0276	是
RMSEA 值	<0.08（若<0.05 优良；<0.08 良好）	0.0133	是
GFI 值	>0.90 以上	0.985	是
AGFI 值	>0.90 以上	0.974	是
Q-plot 的残差分布图	成直线且角度大于 45 度	成直线约成 45 度	是
增值适配度指数			
NFI 值	>0.90 以上	0.972	是
RFI 值	>0.90 以上	0.961	是
IFI 值	>0.90 以上	0.996	是
TLI 值（NNFI 值）	>0.90 以上	0.995	是
CFI 值	>0.90 以上	0.996	是
简约适配度指数			
PNFI 值	>0.50 以上	0.692	是
PGFI 值	>0.50 以上	0.573	是
CN 值	>200	652.757	是
χ^2 自由度比	<2.00	34.552÷32=1.080	是

在上述 16 个适用于单一模型之契合度检验的统计量中，卡方值等于 34.552，显著性概率值 $p=0.347>0.05$，接受虚无假设，表示假设模型与观察值之间没有显著差异，即模型的契合度良好，再从其余十五个模型适配指标来看，除 RMR 值未达模型的接受标准外，其余均达到模型可接受的检验标准，显示模型的整体适配度佳。由于 χ^2 值易受到样

本数目而波动，如果样本数很大，会被视为是一种“较不良适配”指标值，在行为及社会科学领域中，通常会呈现 χ^2 的数据，但运用此数据时要格外谨慎，若是样本很大，在模型契合的评鉴方面只能当作一个参考数据。从上面适配度的检核结果，研究者所提的组织文化一阶验证性因素假设模型图与实际搜集的数据契合，即模型的外在品质非常理想。若是一个大样本的 SEM 分析，如果 χ^2 值未达到显著水平（$p>0.05$），表示假设模型与观察数据间的适配良好，此时，其余适配指标值也会呈现一致的结果，即假设模型获得支持，因为在一个大样本之下，χ^2 值未达显著，表示观察数据导出的方差协方差矩阵与假设模型隐含的方差协方差矩阵差异很小。相反的，在一个大样本的 SEM 分析中，若是 χ^2 值达到显著水平（$p<0.05$），假设模型与观察数据间是否适配良好，必须再参考其余适配指标值，进行综合判断，才能获得最适切的结果。

AIC 值（Akaike's information criterion）与 CAIC 值这两种指标值与 ECVI 值一样可用于模型间的比较，在模型适配度评量中作为评估模型简约（model parsimony）的指标，较简约或较佳的模型是理论模型的 AIC 值（/CAIC 值）必须小于饱和模型与独立模型的 AIC 值（/CAIC 值），而其值愈小，表示模型适配度较佳。上述理论模型的 AIC 值等于80.552，小于独立模型的 AIC 值（=1358.738），也小于饱和模型的 AIC 值（=110.000）；理论模型的 CAIC 值等于198.065，小于独立模型的 CAIC 值（=1409.831），也小于饱和模型的 CAIC 值（=391.009），显示模型是可以接受的。

! 组织文化量表初阶验证性因素分析

Fitted Covariance Matrix

	相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
相互竞争	2.000					
成就导向	0.792	2.000				
目标达成	0.874	0.766	2.000			
领导强化	0.823	0.722	0.796	2.000		
积极革新	0.366	0.321	0.355	0.334	2.000	
研发挑战	0.361	0.316	0.349	0.329	0.725	2.000
步调领先	0.393	0.344	0.380	0.358	0.790	0.777
规章明确	0.401	0.351	0.388	0.365	0.363	0.358
工作顺畅	0.353	0.310	0.342	0.322	0.320	0.315
安全保障	0.355	0.312	0.344	0.324	0.322	0.317

Fitted Covariance Matrix

	步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
步调领先	2.000			
规章明确	0.390	2.000		
工作顺畅	0.344	0.888	2.000	
安全保障	0.346	0.893	0.788	2.000

【说明】

上表为适配协方差矩阵（Fitted Covariance Matrix），适配的协方差矩阵即是假设理论模型隐含的协方差矩阵 $\hat{\Sigma}$，即根据理论模型所导出的协方差矩阵（根据理论模型所估计之显性变量的方差协方差）。另外一个协方差矩阵为实际搜集数据的协方差矩阵，即样本的协方差矩阵（sample covariance matrix. S 矩阵）。样本协方差矩阵会呈现

在报表最前面的[Covariance Matrix]处。观察数据所得的协方差矩阵(S 矩阵)与假设理论模型协方差矩阵$\hat{\Sigma}$的差异值,即为下表的适配残差矩阵(fitted residual matrix),此差距值即为残差值。残差值愈大,表示观察数据所得的协方差矩阵 S 与假设理论模型隐含的协方差矩阵$\hat{\Sigma}$的差异愈大;残差值愈小,表示观察数据所得的协方差矩阵 S 与假设理论模型隐含的协方差矩阵$\hat{\Sigma}$的差异愈小,即假设模型与观察数据愈能契合。如果$S-\hat{\Sigma}$的值为负,且其绝对值很大,表示理论模型高估了变量间的共变,实际的协方差被高估了,造成过度适配(overfitting)的情形。相反的,若是$S-\hat{\Sigma}$的值为正,且其数值很大,表示理论模型低估了变量间的共变,实际的协方差被低估了,造成低度适配(underfitting)的情形。

Fitted Residuals

	相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
相互竞争	0.000					
成就导向	0.018	0.000				
目标达成	-0.004	-0.016	0.000			
领导强化	-0.033	-0.022	-0.054	0.000		
积极革新	0.024	0.099	-0.045	0.066	0.000	
研发挑战	0.099	-0.096	-0.049	-0.129	-0.015	0.000
步调领先	0.057	0.006	-0.070	0.012	-0.010	0.023
规章明确	-0.061	0.099	-0.008	0.045	-0.013	0.032
工作顺畅	0.057	-0.100	-0.122	-0.042	-0.030	0.055
安全保障	-0.035	0.078	0.066	0.026	0.118	0.063

Fitted Residuals

	步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
步调领先	0.000			
规章明确	-0.040	0.000		
工作顺畅	-0.104	0.032	0.000	
安全保障	0.054	-0.033	0.002	0.000

【说明】

上表为适配残差矩阵,其数值为实际数据之协方差矩阵(S 矩阵)与适配协方差矩阵的差异值,等于 S 矩阵减去$\hat{\Sigma}$矩阵,以相互竞争与成就导向两个变量为例,假设理论模型导出的数值为 0.792、实际数据的协方差数值为 0.810,二者的差异值 = 0.810 - 0.792 = 0.018;以变量相互竞争与变量目标达成而言,实际观察值的协方差为 0.870、假设模型导出的数值为 0.874,二者的差异值 = 0.870 - 0.874 = -0.004。在概念上,残差值愈小愈好,因为残差愈小表示观察数据所得的 S 矩阵与假设理论模型的$\hat{\Sigma}$矩阵愈接近。

残差值大小会随著观察变量的量尺而改变,当改变某一个变量的测量单位后,会导致方差与协方差的改变,进而导致残差的改变,所以解释残差时最好采用标准化残差(standardized residuals)(程炳林,2005)。

Summary Statistics for Fitted Residuals
Smallest Fitted Residual =　-0.129
Median Fitted Residual =　0.000
Largest Fitted Residual =　0.118

【说明】

上列数据为适配残差矩阵中最小值、中间值(中位数)与最大值,最小适配残差值为 -0.129,中间适配残差值为0.000,最大适配残差值为0.118,残差值不大,显示理论模型的协方差矩阵与样本协方差矩阵十分接近。

```
Stemleaf Plot
-12|92
-10|40
 -8|6
 -6|01
 -4|59520
 -2|53302
 -0|6530840000000000
  0|2628
  2|34622
  4|54477
  6|3668
  8|999
 10|8
```

【说明】

上列数据为适配残差矩阵值以茎叶图的方式表示,茎叶图左边茎为小数第一位与第二位、右边叶为小数的第三位小数,以 6|3668 而言,其数值等于0.063,0.066,0.066,0.068。由于适配度残差与测量指标的量尺有关,因而通常会将原始残差值转换为标准化残差值。

Standardized Residuals

	相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
相互竞争	- -					
成就导向	0.510	- -				
目标达成	-0.119	-0.410	- -			
领导强化	-0.974	-0.500	1.477	- -		
积极革新	0.347	1.343	-0.641	0.916	- -	
研发挑战	1.448	-1.299	-0.697	-1.772	-0.503	- -
步调领先	0.883	0.078	-1.056	0.171	-0.412	0.922
规章明确	-0.963	1.417	-0.118	0.660	-0.208	0.494
工作顺畅	0.818	-1.337	-1.720	-0.573	-0.429	-0.773
安全保障	-0.513	1.054	0.937	0.357	1.666	0.880

Standardized Residuals

	步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
步调领先	- -			
规章明确	-0.654	- -		
工作顺畅	-1.527	1.721	- -	
安全保障	0.805	-1.819	0.088	- -

【说明】

上列数据为标准化残差值，在适配残差值的数据中为原始估计值，若考量各观察变量的分散性，以及残差的集中性与分散性，将原始残差除以 Z 分数进行标准化，可以得到标准化残差值。标准化残差在方差部分呈现理论与实际值相等的状况，因此没有数据可以参考，只有协方差可以计算出残差值（邱皓政，2005）。由于标准化残差矩阵，不会受到观察变量不同测量量尺的影响，在解释上较为容易。标准化残差等于适配残差值除以渐近标准误，标准化残差也是检视假设模型内在品质的一个重要指标，其判断的标准为绝对值小于 2.58，若标准化残差值的绝对值大于 2.58，表示模型有叙列误差存在，亦即模型的内在品质不佳。上述数据中，没有标准化残差值大于 2.58 者，表示模型的内在品质理想。

```
Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual  = -1.819
Median Standardized Residual    = 0.000
Largest Standardized Residual   = 1.721
```

【说明】

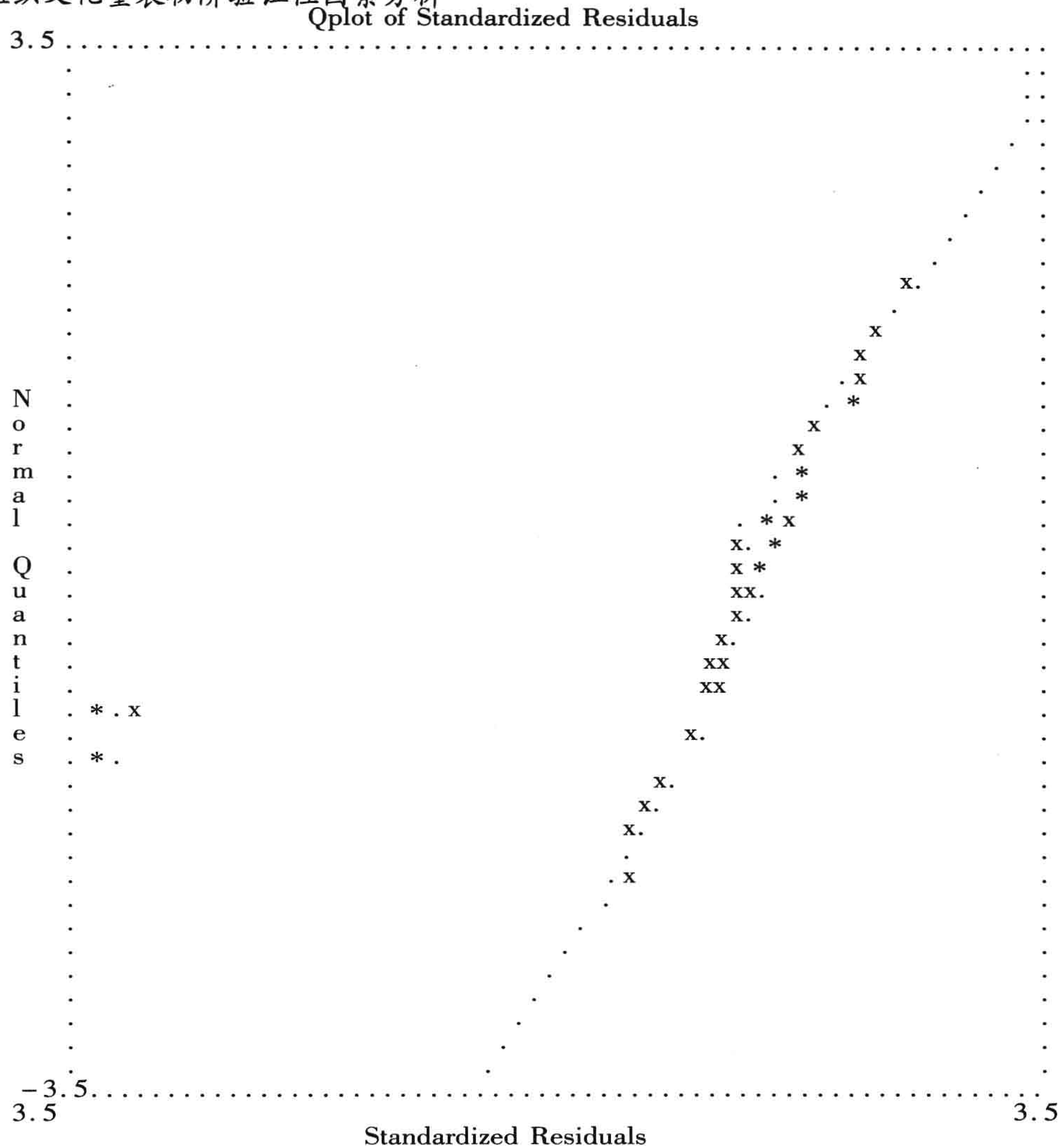
上列数据为标准化残差值的统计量，最大标准化残差值为 1.721，最小标准化残差值为 -1.819，如果标准化残差值的绝对值大于 2.58（$\alpha = 0.01$ 的 z 值），表示此残差值达到统计的显著，即模型的内在品质中，个别参数有部分不良适配情形。标准化适配残值如大于 2.58，表示部分观察指标变量在假设模型的架构下，所导出的协方差与实际观察值的协方差不契合，表示这些观察指标的测量题项之适切性不佳，有待进一步修正。

```
Stemleaf Plot
 - 1|8875
 - 1|33100
 - 0|87766555
 - 0|4442110000000000
   0|11234
   0|5578899999
   1|1344
   1|577
```

【说明】

上列数据为标准化适配残差矩阵值以茎叶图的方式表示，茎叶图左边茎为个位数、右边叶为小数的第一位小数，如 1|577 表示 1.5，1.7，1.7 三个标准化残差。当模型适配时，茎叶图会集中在平均数（即 0）的位置，而两端的分布则较为稀少。当茎叶图两端的残差值呈现较大的数值时（绝对值大于 2.58 时），显示参数不是被低估，便是被高估。通常一个较大的正残差值（a large positive residual），表示低估了显性变量之间的协方差，即呈现低度适配情形，此时模型需要增加路径、采取放宽参数限制的修正方式，才能增进对两个变量间协方差估计的解释程度。相反的，一个较大的负残差值（a large negative residual），显示高估了显性变量之间的协方差，即呈现过度适配的情形，此时模型需采取删减路径，增加参数限制的修正方式，才能增进两个变量间协方差估计的解释程度（余民宁，2006）。

! 组织文化量表初阶验证性因素分析



【说明】

上列图形为标准化残差的 Q 图，也就是标准化残差的正态概率图（normal probability），此图以标准化残差为水平线，而以正态分布作为垂直线来标示标准化残差。图中的 × 表示一个标准化残差，如果图中呈现 * 符号，表示为多个标准化残差点，这些点所形成的斜率可以看出理论模型适配实际数据的程度，斜率愈大（超过 45 度角）表示整体的适配度愈佳。当其完美适配时，残差点形成的直线会与垂直线相互平行。相反的，斜率愈小表示整体适配度愈差，当其无法完全适配时，残差点形成的直线会与水平线相互平行，一个可以接受的适配度准则是标准化残差值大约沿著 45 度线分布，若是大于 45 度角则表示有更佳的适配度（黄芳铭，2004）。由上图可知，标准化残差值分布图的斜率斜度约等于 45 度，故从标准化残差的 Q 图来检视，假设模型与实际所得数据的契合度理想。

! 组织文化量表初阶验证性因素分析

Modification Indices and Expected Change

Modification Indices for LAMBDA-X

	目标成就	开放创新	稳定运作
相互竞争	- -	2.031	0.091
成就导向	- -	0.029	0.498
目标达成	- -	1.867	0.325
领导强化	- -	0.074	0.067
积极革新	0.729	- -	0.322
研发挑战	0.698	- -	0.072
步调领先	0.001	- -	0.646
规章明确	0.120	0.048	- -
工作顺畅	1.705	2.813	- -
安全保障	0.866	3.620	- -

Expected Change for LAMBDA-X

	目标成就	开放创新	稳定运作
相互竞争	- -	0.130	-0.026
成就导向	- -	0.016	0.060
目标达成	- -	-0.124	-0.049
领导强化	- -	-0.025	0.022
积极革新	0.083	- -	0.054
研发挑战	-0.081	- -	0.026
步调领先	-0.003	- -	-0.080
规章明确	0.032	-0.022	- -
工作顺畅	-0.115	-0.157	- -
安全保障	0.082	0.178	- -

Standardized Expected Change for LAMBDA-X

	目标成就	开放创新	稳定运作
相互竞争	- -	0.130	-0.026
成就导向	- -	0.016	0.060
目标达成	- -	-0.124	-0.049
领导强化	- -	-0.025	0.022
积极革新	0.083	- -	0.054
研发挑战	-0.081	- -	0.026
步调领先	-0.003	- -	-0.080
规章明确	0.032	-0.022	- -
工作顺畅	-0.115	-0.157	- -
安全保障	0.082	0.178	- -

【说明】

上表为LAMBDA-X(X指标变量)的修正指标与其期望参数改变值。表中的期望参数改变值与标准化期望参数改变值数据相同,因为范例设定已经是标准化数据。

Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-X

	目标成就	开放创新	稳定运作
相互竞争	- -	0.092	-0.018
成就导向	- -	0.011	0.043

目标达成	- -	-0.088	-0.034
领导强化	- -	-0.017	0.016
积极革新	0.059	- -	0.038
研发挑战	-0.057	- -	0.018
步调领先	-0.002	- -	-0.056
规章明确	0.023	-0.015	- -
工作顺畅	-0.081	-0.111	- -
安全保障	0.058	0.126	- -

No Non-Zero Modification Indices for PHI

Modification Indices for THETA-DELTA

	相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
相互竞争	- -					
成就导向	0.260	- -				
目标达成	0.014	0.168	- -			
领导强化	0.948	0.250	2.182	- -		
积极革新	0.556	2.134	0.558	1.132	- -	
研发挑战	4.163	2.461	0.019	4.119	0.253	- -
步调领先	0.314	0.001	0.653	0.200	0.169	0.849
规章明确	2.730	2.653	0.003	0.527	0.438	0.510
工作顺畅	5.607	3.104	2.385	0.094	0.005	0.199
安全保障	1.614	0.460	1.524	0.016	1.432	0.039

Modification Indices for THETA-DELTA

	步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
步调领先	- -			
规章明确	0.159	- -		
工作顺畅	0.868	2.961	- -	
安全保障	0.272	3.308	0.008	- -

Expected Change for THETA-DELTA

	相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
相互竞争	- -					
成就导向	0.045	- -				
目标达成	-0.011	-0.036	- -			
领导强化	-0.088	0.042	-0.131	- -		
积极革新	0.053	0.107	0.053	0.077	- -	
研发挑战	0.144	-0.115	0.010	-0.147	-0.061	- -
步调领先	0.039	0.002	-0.057	0.032	-0.056	0.123
规章明确	-0.111	0.113	0.004	0.050	-0.047	0.051
工作顺畅	0.163	-0.126	-0.107	-0.022	-0.005	-0.033
安全保障	-0.087	0.048	0.085	-0.009	0.087	0.014

Expected Change for THETA-DELTA

	步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
步调领先	- -			
规章明确	-0.028	- -		
工作顺畅	-0.067	0.248	- -	

安全保障	0.038	-0.265	0.011	- -

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

	相互竞争	成就导向	目标达成	领导强化	积极革新	研发挑战
相互竞争	- -					
成就导向	0.022	- -				
目标达成	-0.006	-0.018	- -			
领导强化	-0.044	-0.021	0.065	- -		
积极革新	-0.026	0.053	-0.027	0.038	- -	
研发挑战	0.072	-0.057	0.005	-0.074	-0.031	- -
步调领先	0.020	0.001	-0.028	0.016	-0.028	0.062
规章明确	-0.055	0.056	0.002	0.025	-0.024	0.026
工作顺畅	0.081	-0.063	-0.054	-0.011	-0.003	-0.016
安全保障	-0.044	0.024	0.043	-0.004	0.044	0.007

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

	步调领先	规章明确	工作顺畅	安全保障
步调领先	- -			
规章明确	-0.014	- -		
工作顺畅	0.034	0.124	- -	
安全保障	0.019	-0.132	0.005	- -

Maximum Modification Index is 5.61 for Element (9, 1) of THETA-DELTA

【说明】

上列数据为模型的修正指标(Modification Indices)、期望参数改变值(Expected Change)、标准化期望参数改变值(Standardized Expected Change)、完全标准化期望参数改变值(Completely Standardized Expected Change)。

从统计学的观点而言,修正指标即是自由度为1时(即该固定参数被重新设定为自由估计时的量数),前后两个估计模型卡方值之间的差异值,因此,最大的修正指标值,即表示当某一固定参数被改设为自由参数而重新估计时,该参数可以降低整个模型卡方值的最大数值(余民宁,2006)。修正指标主要在探测限制参数及固定参数,对于每一个限制或固定的参数而言,将之改成自由参数(即加以估计),则模型 χ^2 值将减少的量即为修正指标。修正指标是探究模型是否有叙列误差的重要线索,修正指标必须要多大才有修正之必要,似乎无一定定论。学者 Bagozzi 与 Yi(1988)认为修正指标高于3.84时就有必要加以修正(程炳林,2003)。但也有学者认为修正指标值高于5时,残差值才具有修正必要(邱皓政,2005)。若是所有估计参数中,有参数的修正指标小于3.84,表示模型中有叙列误差存在。修正指标是判别参数是否界定错误的一重要指标值,如果某一个参数的修正指标太大,就应将参数由固定参数改为自由参数,因为如设为固定参数,对模型的契合度并不理想。

较大的修正指标搭配较大的期望参数改变值表示该参数有需要加以释放,因为释放的结果可以使整体契合度的卡方值指标降低许多,且获得较大的参数改变。若是较大的修正指标,而期望参数改变值很小,则虽能降低许多卡方值,但对参数估计的实质意义不大。而一个小的修正指标伴随一个较大的期望参数改变值,有两个可能的原因:一为受到样本变异的影响;二为该参数对卡方检验的敏感性较低。当测量变量使用不同量尺时,要比较参数改变值的大小,就必须采用标准化期望参数改变值(黄芳

铭,2004)。

尽管修正指标是探测模型是否有叙列误差的重要指标,且 LISREL 程序中也有自动修正的指令,但在使用时应注意以下两点:一为不要轻易使用自动修正的指令,因为有时候将一个固定参数改成自由参数,即修改了原先的假设模型,在理论上无法自圆其说;二为若发现真有必要进行模型的修正,而且理论上也可以解释,则修正时必须以不同的观察数据来检验,同时一次只能修正一个指标(Long,1983)。

在 CFA 模型适配中,研究者如根据修正指标来修正原先的假设模型,虽然可以有效改善模型的适配度,降低 χ^2 数值,使假设模型愈能契合实际数据,但如此不断修正假设模型,更改参数设定及变量间的关系,修正后的新模型已远离 CFA 的本质,研究的模型反而是一种"探索性因素分析"(exploratory factor analysis,EFA),EFA 乃是研究者根据统计数据结果来判别因素结构与模型,经不断尝试以找出量表最佳的因素结构。因而在 CFA 分析中,要应用修正指标更改参数性质时需格外谨慎。

在包含结构模型与测量模型的完整结构方程式中,研究者在采用修正指标时要注意以下几点。一为放宽最大修正指标的参数,并不一定能保证让模型得到一个实质的解释意义,此时,研究者可考虑放宽具有第二大修正指标值的参数,依此类推,以让模型能获得实质的解释意义。例如自由参数的符号是错误的,它与原先理论建构的期望方向相反,或参数所代表的路径在理论概念上有瑕疵,如测量误差间出现共变问题,因而一个修正指标的检验及放宽最大指标适配值的参数应可获得实质的解释才可以,若不能得到实质的解释意义,研究者应考量放宽次大的修正指标参数(Joreskog, 1993, p. 312)。二为若同时有数个修正指标值很大,研究者应一次放宽一个参数,将固定参数改为自由参数,重新估计模型,而不要一次同时放宽数个参数,再对模型加以估计,因为同时放宽数个参数再行估计,并不是一个适切的模型修正策略(Long, 1983, p. 69)。三为修正指标必须配合"期望参数改变量"(expected parameter change,EPC 值),所谓期望参数改变量即当固定参数被放宽修正而重新估计时,所期望获得的该参数估计值预测改变量(在 SIMPLE 报表中为 New Estimate 中的数据),如果修正指标值(MI 值)较大,且相对应的期望参数改变量也较大,表示修正该参数会带来期望参数改变量的数值也较大,且此种修正可以明显降低卡方值,此时修正才有显著的实质意义(Diamantopoulos & Siguaw, 2000;余民宁,2006)。

根据修正指标与期望参数改变的大小,模型的修正有四种情境(Diamantopoulos & Siguaw, 2000, p. 109):

表 5-3

		期望参数改变量	
		大	小
修正指标	大	情境一	情境二
	小	情境三	情境四

在上述四种情境中,以〔情境一〕一个大的修正指标联结一个大的期望参数改变值较有实质的意义,因为放宽一个参数会获得一个大的期望参数改变量,并且会使卡方值减少很多。〔情境二〕一个大的修正指标联结一个小的期望参数改变值,在检验统计上虽然可以大大降低卡方值的数值,但期望参数改变的量则是微不足道,其原因可能是原先设为固定参数的叙列误差值就很小的缘故,造成参数的放宽后参数值变化不

大。〔情境三〕一个小的修正指标联结一个大的期望参数改变值,在此种情况下,修正指标不明确,因为大的期望参数改变值是由于样本的变异性造成,还是参数对卡方的敏感度,无从得知。此种情形最好是以相同样本于模型中不同的地方,检验叙列误差值的统计检验力,因为修正指标对某些固定参数的叙列误差值较为敏感。〔情境四〕一个小的修正指标联结一个小的期望参数改变值,很明显的,此种修正对于模型是没有实质助益的。

LISREL 输出的修正指标图如下,图 5-12 显示没有需要修正的线条(增加变量间的路径或设定变量误差间的共变),表示模型不需要修正:

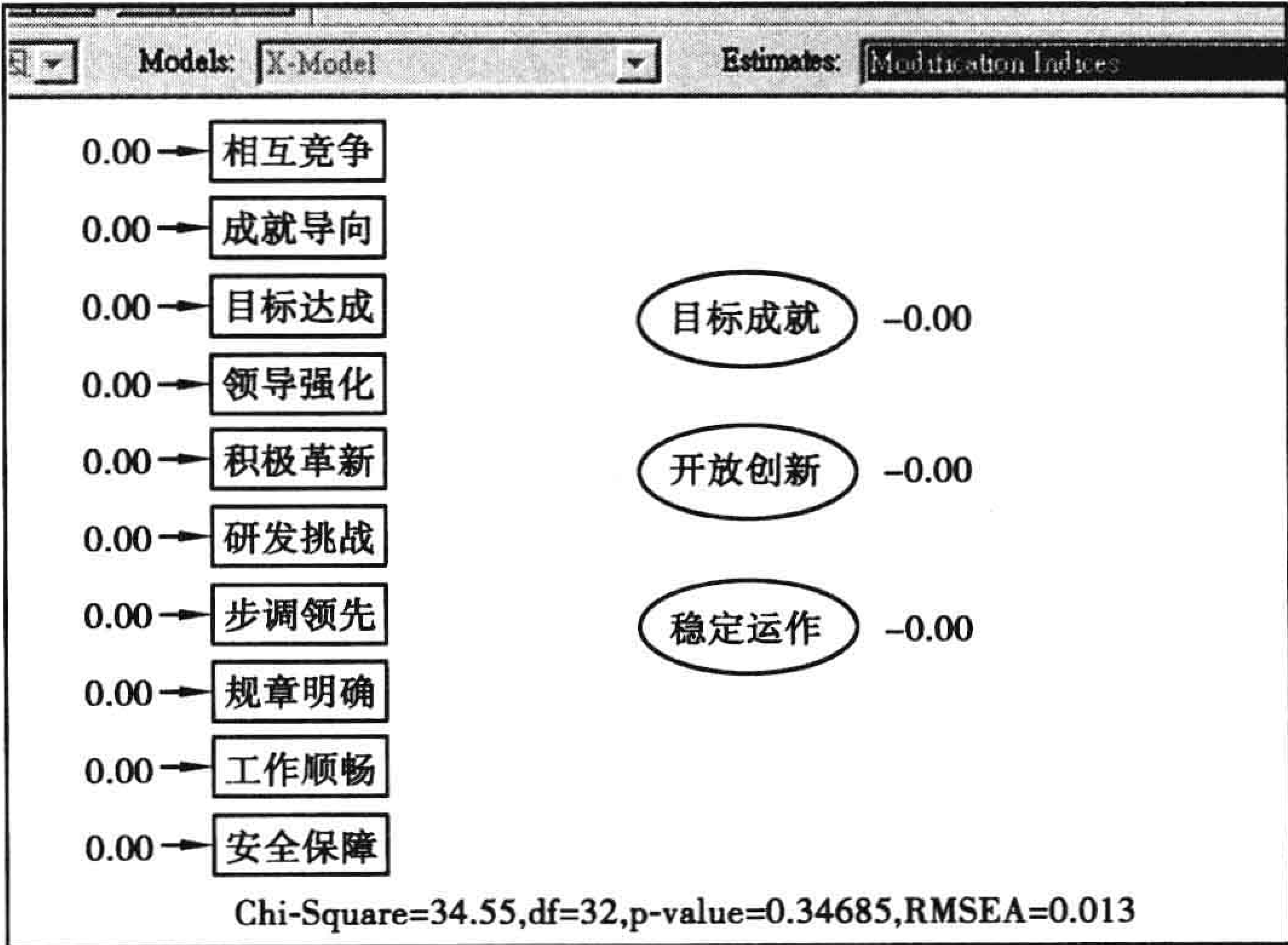


图 5-12

! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Standardized Solution

LAMBDA-X

	目标成就	开放创新	稳定运作
相互竞争	0.950	- -	- -
成就导向	0.833	- -	- -
目标达成	0.919	- -	- -
领导强化	0.866	- -	- -
积极革新	- -	0.858	- -
研发挑战	- -	0.845	- -
步调领先	- -	0.920	- -
规章明确	- -	- -	1.004
工作顺畅	- -	- -	0.885
安全保障	- -	- -	0.890

PHI

	目标成就	开放创新	稳定运作
目标成就	1.000	开放创新	0.449
开放创新	0.449	1.000	0.422

```
稳定运作    0.420      0.422      1.000
！组织文化量表初阶验证性因素分析
Completely Standardized Solution
          LAMBDA-X
            目标成就    开放创新    稳定运作
           --------   --------   --------
相互竞争     0.672       - -        - -
成就导向     0.589       - -        - -
目标达成     0.650       - -        - -
领导强化     0.612       - -        - -
积极革新      - -       0.607       - -
研发挑战      - -       0.597       - -
步调领先      - -       0.651       - -
规章明确      - -        - -       0.710
工作顺畅      - -        - -       0.626
安全保障      - -        - -       0.629
          PHI
            目标成就    开放创新    稳定运作
           --------   --------   --------
目标成就     1.000     开放创新     0.449
开放创新     0.449      1.000      0.422
稳定运作     0.420      0.422      1.000
         THETA-DELTA
         相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化  积极革新  研发挑战
         --------  --------  --------  --------  --------  --------
          0.549     0.653     0.577     0.625     0.632     0.643
         THETA-DELTA
         步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
         --------  --------  --------  --------
          0.577     0.496     0.609     0.604
```

【说明】

上列数据为标准化解值(Standardized solution, SS)与完全标准化解值(Completely standardized solution, CS)。在标准化解值计算中,只有潜在变量被标准化,观察变量依然没有被标准化(依然是原始矩阵);而在完全标准化解值的估计中,潜在变量与其观察变量皆设定为标准化,变量间如果是有方向性的联结,标准化的参数估计表示自变量一个标准差的改变量,导致因变量改变的量,如果变量是没有方向性(non-directional)的联结关系(如共变关系),则标准化参数估计值表示的是变量间的相关。完全标准化解值也就是完全标准化系数估计值,是将所有观察变量与潜在变量的方差都转换为 1.00 的标准分数,再进一步估计其参数,完全标准化估计值为模型图最后的因素负荷量。在一阶验证性因素分析中,[LAMBDA-X]矩阵即为观察变量的因素负荷量(λ_1 至 λ_{10}),十个测量指标的因素负荷量介于 0.589 至 0.710 间,皆大于 0.50,而小于 0.95,表示基本适配指标理想。

潜在因素一目标成就四个测量指标的因素负荷量分别为 0.672,0.589,0.650,0.612;潜在因素二开放创新三个测量指标的因素负荷量分别为 0.607,0.597,0.651;潜在因素三稳定运作三个测量指标的因素负荷量分别为 0.710,0.626,0.629。

一般报告中的数据皆使用完全标准化参数估计值来呈现，完全标准化参数估计值的平方正好等于 R^2。如先前观察变量 X1 与其潜在变量目标成就的多元相关系数平方为 $0.451 = 0.672 \times 0.672$。

完全标准化系数估计值中可以计算出三个潜在变量的组合信度（composite reliability），组合信度可作为检验潜在变量的信度指标，此种信度检验值也称为建构信度（construct reliability），计算组合信度要利用完全标准化值（Completely Standardized Solution）报表中的指标因素负荷量与误差变异量来估算，组合信度公式如下：

$$\rho_c = \frac{(\sum\lambda)^2}{[(\sum\lambda)^2 + \sum(\theta)]} = \frac{(\sum \text{标准化因素负荷量})^2}{[(\sum \text{标准化因素负荷量})^2 + \sum(\theta)]}$$

上述公式符号中 ρ_c 为组合信度、λ 为指标变量在潜在变量上的完全标准化参数估计值（因素负荷量，indicator loading）、θ 为观察变量的误差变异量（indicator error variances，是 δ 或 ζ 的变异量）。在因素分析中，以内部一致性 α 系数作为各构念或各层面的信度系数，在 SEM 分析中，则以组合信度作为模型潜在变量的信度系数。

三个潜在变量的组合信度分别如下：

$$\rho_{\zeta1} = \frac{(0.672 + 0.589 + 0.650 + 0.612\ 2)^2}{(672 + 0.589 + 0.650 + 0.612)^2 + (0.549 + 0.653 + 0.577 + 0.625)} = 0.726$$

$$\rho_{\zeta2} = \frac{(0.607 + 0.597 + 0.651)^2}{(0.607 + 0.597 + 0.651)^2 + (0.632 + 0.643 + 0.577)} = 0.650$$

$$\rho_{\zeta3} = \frac{(0.710 + 0.626 + 0.629)^2}{(0.710 + 0.626 + 0.629)^2 + (0.496 + 0.609 + 0.604)} = 0.693$$

潜在变量的组合信度为模型内在品质的判别准则之一，若是潜在变量的组合信度值在 0.60 以上，表示模型的内在品质理想。上述三个潜在变量的组合信度系数值均大于 0.60，表示模型内在品质佳。

另外一个与组合信度类似的指标为平均方差抽取量（average variance extracted，ρv）。平均方差抽取量可以直接显示被潜在构念所解释的变异量有多少来自测量误差。平均方差抽取量愈大，指标变量被潜在变量构念解释的变异量百分比愈大，相对的测量误差就愈小，一般判别的标准是平均方差抽取量要大于 0.50。

$$\rho_v = \frac{(\sum\lambda^2)}{[(\sum\lambda^2) + \sum(\theta)]} = \frac{(\sum \text{标准化因素负荷量}^2)}{[(\sum \text{标准化因素负荷量}^2) + \sum(\theta)]}$$

$$\rho_{v1} = \frac{(0.672^2 + 0.589^2 + 0.650^2 + 0.612^2)}{(0.672^2 + 0.589^2 + 0.650^2) + (0.612^2 + 0.549 + 0.653 + 0.577 + 0.625}$$
$$= 0.399$$

$$\rho_{v2} = \frac{(0.607^2 + 0.597^2 + 0.651^2)}{(0.607^2 + 0.597^2 + 0.651^2) + (0.632 + 0.643 + 0.577)} = 0.383$$

$$\rho_{v3} = \frac{(0.710^2 + 0.626^2 + 0.629^2)}{(0.710^2 + 0.626^2 + 0.629^2) + (0.496 + 0.609 + 0.604)} = 0.430$$

三个潜在变量的平均变异抽取值分别为 0.399，0.383，0.430，都低于 0.50 的标准，表示模型的内在品质欠佳。

Time used：　0.031 Seconds

【说明】

0.031 为语法程序执行所花费的时间。

整个模型最后标准化解值图如图 5-13，指标变量与潜在变量间的数据为因素负荷

量,此图主要根据完全标准化解值来绘制图中的参数,模型中的下方会依序出现卡方值、模型的自由度、卡方值显著概率值(p 值)、RMSEA 值。

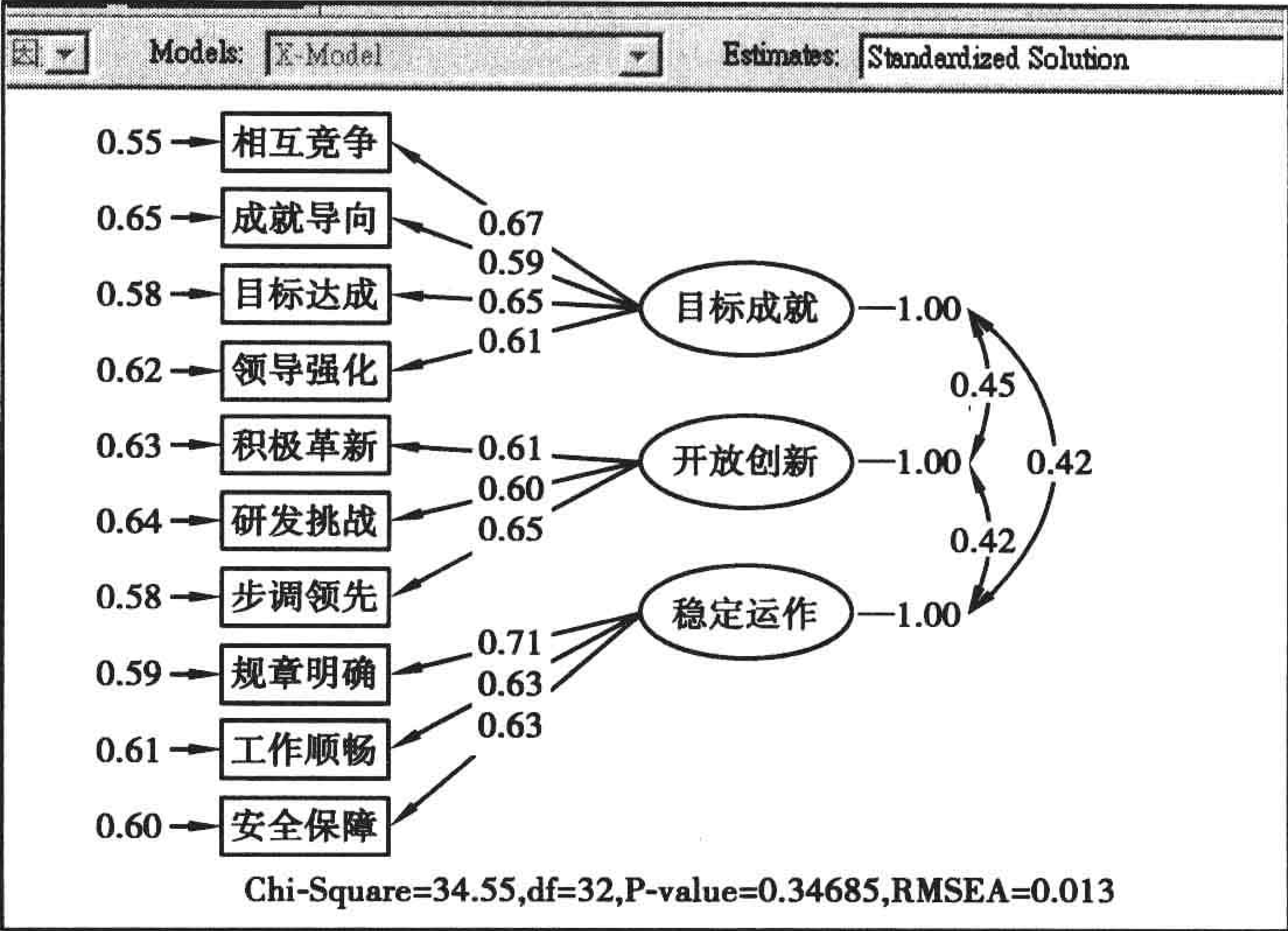


图 5-13

5.4　模型契合度评鉴结果摘要表

表 5-4　组织文化量表验证性因素分析之基本适配度检验摘要表

评鉴项目	检验结果数据	模型适配判断
是否没有负的误差变异量	均为正数	是
因素负荷量是否介于 0.5 至 0.95 之间	0.589 至 0.710	是
是否没有很大的标准误		是

表 5-5　组织文化量表验证性因素分析之整体模型适配度检验摘要表

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
绝对适配度指数			
χ^2	值 p>0.05(未达显著水平)	34.552(p>0.05)	是
RMR 值	<0.05	0.0551	否
SRMR 值	≤0.05	0.0276	是
RMSEA 值	<0.08(若<0.05 优良;<0.08 良好)	0.0133	是
GFI 值	>0.90 以上	0.985	是
AGFI 值	>0.90 以上	0.974	是
Q-plot 的残差分布图	成直线且角度大于 45 度	成直线约成 45 度	是
增值适配度指数			
NFI 值	>0.90 以上	0.972	是
RFI 值	>0.90 以上	0.961	是
IFI 值	>0.90 以上	0.996	是
TLI 值(NNFI 值)	>90 以上	0.995	是

续表

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
CFI 值	>0.90 以上	0.996	是
简约适配度指数			
PNFI 值	>0.50 以上	0.692	是
PGFI 值	>0.50 以上	0.573	是
CN 值	>200	652.757	是
χ^2 自由度比	<2.00	34.552 ÷ 32 = 1.080	是
AIC 值	理论模型值小于独立模型值,且同时小于饱和模型值	80.522 <1358.738 80.552 <110.000	是
CAIC 值	理论模型值小于独立模型值,且同时小于饱和模型值	198.065 <1409.831 198.065 <391.009	是

表 5-6 组织文化量表验证性因素分析之模型内在品质检验摘要表

评鉴项目	检验结果数据	模型适配判断
所估计的参数均达到显著水平	t 值 6.727 至 13.542	是
个别项目的信度高于 0.50	均为正数,但只有一个 >0.50	否
潜在变量的平均抽取变异量大于 0.50	0.383 至 0.430	否
潜在变量的组合信度大于 0.60	0.650 至 0.726	是
标准化残差的绝对值小于 2.5		是
修正指标小于 3.84		是

从表 5-4 至表 5-6 可以发现:

1. 组织文化一阶验证性因素分析模型之基本适配指标均达到检核标准,表示估计结果之基本适配指标良好,没有违反模型辨认规则。
2. 在整体模型适配度的检核方面,在绝对适配指标、增值适配指标与简约适配指标检验标准的统计量中,除 RMR 值未达模型接受的标准外,余均达到检验标准,自由度等于 32 时,模型适配度的卡方值等于 34.552,显著性概率值 $p>0.05$,接受虚无假设,表示研究者所提的理论模型与实际数据可以契合。整体而言,研究者所提之组织文化一阶验证性因素分析模型与实际观察数据的适配情形良好,即模型的外在品质佳。
3. 在假设模型内在品质的检验方面,有两个指标值未达标准,表示模型可能有参数界定之误差存在,因而模型的内在适配度(内在品质)似乎未臻理想。

综合而言,组织文化一阶验证性因素分析模型的外在品质佳、内在品质欠缺理想,模型的外在品质优于内在品质,而研究者所提的假设模型与实际数据可以适配。

5.5 SIMPLIS 报表

下述语法范例,直接采用 SIMPLIS 输出结果,其中[Print Residuals]为原先 LISREL 输出结果格式(Output Specification)中的次指令[RS],表示要输出适配的方差协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)、适配残差矩阵(S 矩阵—$\hat{\Sigma}$矩阵)、标准化残差值(normalized residual)和 Q 型图(Q-plot)。如果省略此指令,则不会输出以上相关的残差值资讯。也可以采用

[Options :] 指令,直接将[RS]列于[Options :]指令的后面,如[Options : RS]。如要再呈现完全标准化解值的数据,则增列关键词[SC] : [Options : RS SC]

简要 SIMPLIS 语法范例如下：

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Observed Variables:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化
积极革新  研发挑战  步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
Correlation Matrix:
1.00
0.81  1.00
0.87  0.75  1.00
0.79  0.70  0.85  1.00
0.39  0.42  0.31  0.40  1.00
0.46  0.22  0.30  0.20  0.71  1.00
0.45  0.35  0.31  0.37  0.78  0.80  1.00
0.34  0.45  0.38  0.41  0.35  0.39  0.35  1.00
0.41  0.21  0.22  0.28  0.29  0.26  0.24  0.92  1.00
0.32  0.39  0.41  0.35  0.44  0.38  0.40  0.86  0.79  1.00
Sample Size = 450
Latent Variables:
目标成就  开放创新  稳定运作
Rationships:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化 = 目标成就
积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
规章明确  工作顺畅  安全保障 = 稳定运作
Path diagram
Options: RS
End of Problem
```

下表为执行结果,其中只呈现与 LISREL 原始报表不同的地方处。

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Number of Iterations = 5
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
相互竞争 = 0.95 * 目标成就, Errorvar. = 1.10, R² = 0.45
          (0.070)                  (0.10)
          13.54                    10.61
成就导向 = 0.83 * 目标成就, Errorvar. = 1.31, R² = 0.35
          (0.071)                  (0.11)
          11.69                    12.19
目标达成 = 0.92 * 目标成就, Errorvar. = 1.15, R² = 0.42
          (0.070)                  (0.10)
          13.06                    11.10
领导强化 = 0.87 * 目标成就, Errorvar. = 1.25, R² = 0.38
          (0.071)                  (0.11)
          12.21                    11.81
积极革新 = 0.86 * 开放创新, Errorvar. = 1.26, R² = 0.37
          (0.078)                  (0.12)
```

```
        11.06                  10.62
研发挑战 =0.84 * 开放创新,Errorvar. =1.29,R² =0.36
        (0.078)                (0.12)
        10.90                  10.85
步调领先 =0.92 * 开放创新,Errorvar. =1.15,R² =0.42
        (0.078)                (0.12)
        11.77                   9.50
规章明确 =1.00 * 稳定运作,Errorvar. =0.99,R² =0.50
        (0.075)                (0.12)
        13.44                   8.57
工作顺畅 =0.88 * 稳定运作,Errorvar. =1.22,R² =0.39
        (0.074)                (0.11)
        11.96                  10.88
安全保障 =0.89 * 稳定运作,Errorvar. =1.21,R² =0.40
        (0.074)                (0.11)
        12.03                  10.79
```

【说明】

上表只呈现十个观察变量及其测量误差之原始参数之估计结果,模型估计采用的方法为最大概似法(Maximum Likelihood),每个参数估计结果有三行数字,第一行数字为原始参数估计值(未标准化的参数估计值),第两行为估计标准误,第三行为 t 值,其数值与上述 LISREL 的报表均相同。相互竞争 = 0.95 * 目标成就,其中的数字 0.95 为上述 LISREL 报表中的标准化解值(Standardized Solution),也就是相互竞争与其潜在变量目标成就间的回归系数或原始因素负荷量,而其右边的数字 R^2 为多元相关系数的平方,为相互竞争指标变量可被其潜在变量目标成就所预测或所解释的变异量,数字愈大,表示观察变量被其潜在变量解释的变异愈大,与此观察变量作为潜在变量的指标变量,其信度系数愈高。中间的“Errorvar.”的数字为指标变量的测量误差,第一行为测量误差估计值(误差变异量),括号内数字为测量误差的估计标准误,第三行数字为显著性检验的 t 值。上表中的误差变异量均为正数,没有出现负数,表示模型的基本适配度佳。

以[相互竞争 =0.95 * 目标成就,Errorvar. =1.10]列为例,其未标准化的估计值与测量方差如图 5-14:

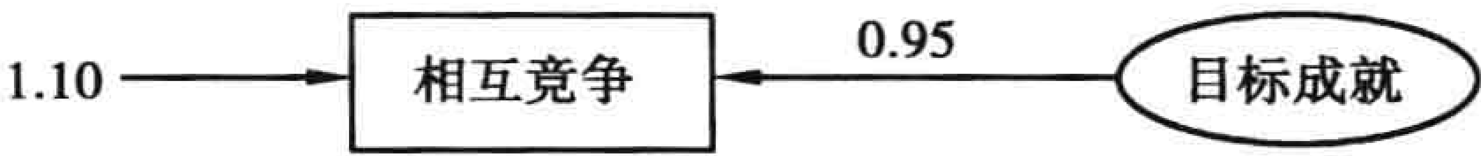


图 5-14

上面 SIMPLIS 报表之测量方程(Measurement Equations)数据就是 LISREL 报表中的[LAMBDA-X][THETA-DELTA]之原始参数估计值的数据。

```
Correlation Matrix of Independent Variables
          目标成就     开放创新     稳定运作
        ------------ ------------ ------------
目标成就     1.00
开放创新     0.45         1.00
           (0.06)
            7.48
```

稳定运作	0.42	0.42	1.00
	(0.06)	(0.06)	
	7.16	6.73	

【说明】

上表为三个因素构念间的相关系数,及相关显著性检验的t值,对角线的数值为变量自己与自己的相关,故其相关系数等于1.00。潜在变量目标成就与开放创新、稳定运作的相关系数分别为0.45($p<0.05$)、0.42($p<0.05$),开放创新与稳定运作的相关系数为0.42($p<0.05$),三个变量间的相关均达到显著。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 32
Minimum Fit Function Chi-Square = 36.85(P = 0.25)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 34.55(P = 0.35)
Estimated Non-centrality Parameter(NCP) = 2.55
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0; 21.00)
Minimum Fit Function Value = 0.082
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0057
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0;0.047)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.013
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0;0.038)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 1.00
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.18
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.17;0.22)
ECVI for Saturated Model = 0.24
ECVI for Independence Model = 3.03
Chi-Square for Independence Model with 45 Degrees of Freedom = 1338.74
Independence AIC = 1358.74
Model AIC = 80.55
Saturated AIC = 110.00
Independence CAIC = 1409.83
Model CAIC = 198.06
Saturated CAIC = 391.01
Normed Fit Index(NFI) = 0.97
Non-Normed Fit Index(NNFI) = 0.99
Parsimony Normed Fit Index(PNFI) = 0.69
Comparative Fit Index(CFI) = 1.00
Incremental Fit Index(IFI) = 1.00
Relative Fit Index(RFI) = 0.96
Critical N(CN) = 652.76
Root Mean Square Residual(RMR) = 0.055
Standardized RMR = 0.028
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98
Adjusted Goodness of Fit Index(AGFI) = 0.97
Parsimony Goodness of Fit Index(PGFI) = 0.57

【说明】

上表为整体模型适配表检验的各项指标,其数据均与上述 LISREL 输出的报表相同。若是 SIMPLIS 的输出,均不加以设定,在测量模型中,会输出以下四大部分:

[1]协方差矩阵(Covariance Matrix)

[2]测量方程式(Measurement Equations)(若有结构模型会于测量方程式后面出现结构方程式)

[3]自变量间的相关矩阵(Correlation Matrix of Independent Variables)

[4]整体模型适配度检验的数值(Goodness of Fit Statistics)

5.6　多因素直交模型

研究者所建构的组织文化量表之理论模型,如假设三个因素构念间没有关系,各因素间呈现的是一种正交或直交关系,表示三个因素构念间均没有相关存在,则此种模型称为多因素直交模型(因素构念间夹角等于 90 度)。研究者所要探讨的问题是:在多因素直交假设模型下,其模型与实际数据是否可以适配?

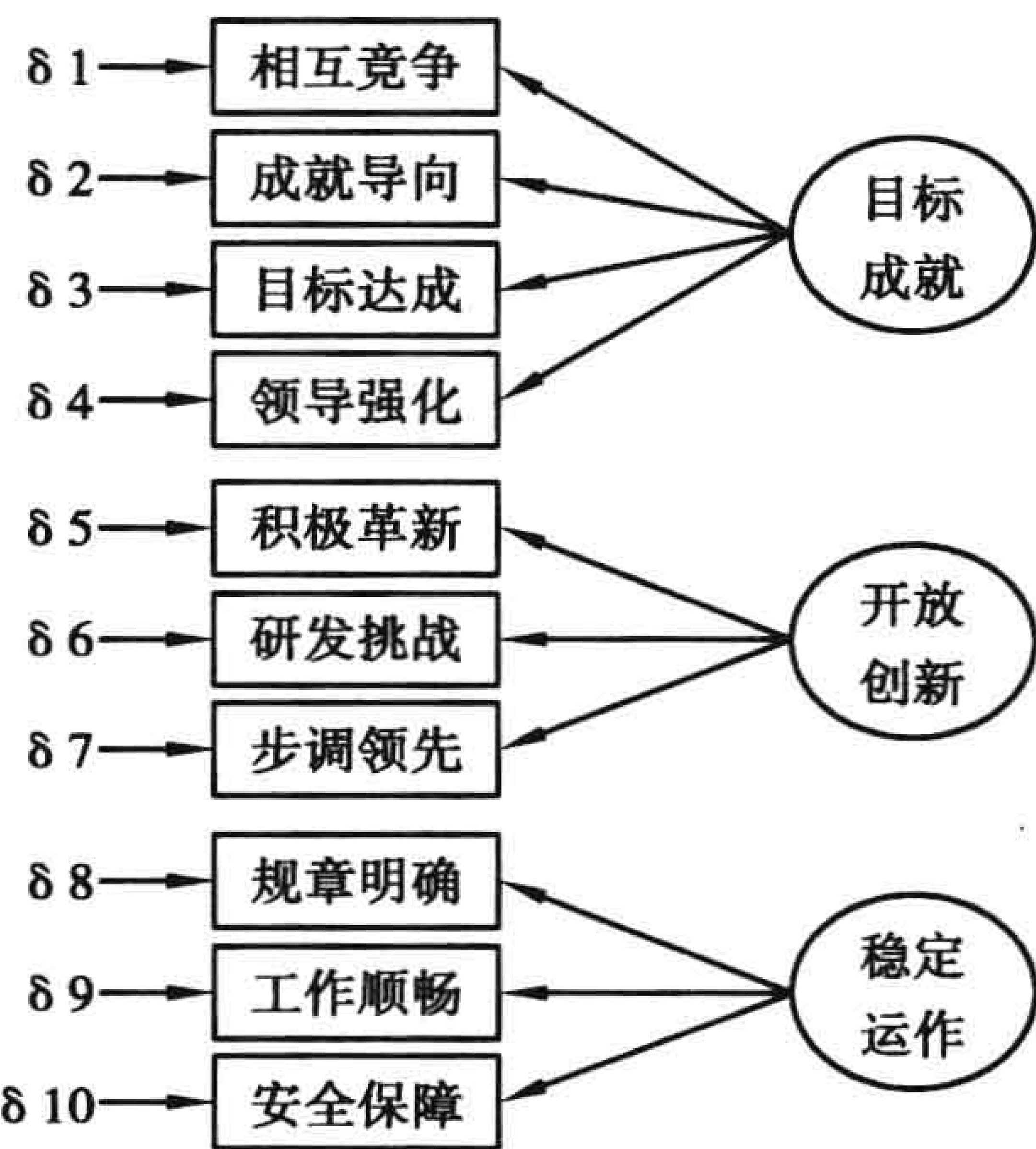


图 5-15

多因素直交模型语法程序(读取原始数据)

```
! Confirmatory Factor Analysis
Observed Variables:
x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 x9 x10 x11 x12
Raw Data From File d:/cfa/cfa_1.dat
Sample Size = 1092
Latent Variables:
targ open stab
Rationships:
x1 x2 x3 x4          = targ
x5 x6 x7 x8          = open
x9 x10 x11 x12       = stab
Set Covariance of targ open to 0
```

```
Set Covariance of targ stab to 0
Set Covariance of open stab to 0
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd =3 iteration =100
End of Problem
```

【说明】

在因素分析直交模型中,假定潜在因素与潜在因素间的相关为 0,其夹角成 90 度。三个潜在因素间没有相关的设定如下(当两个潜在变量间的协方差设定为 0,表示其相关系数为 0,二者之间为零相关):

```
Set Covariance of targ open to 0
Set Covariance of targ stab to 0
Set Covariance of open stab to 0
```

多因素直交模型语法程序二(读取相关矩阵)

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Observed Variables:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化
积极革新  研发挑战  步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
Correlation Matrix:
1.00
0.81  1.00
0.87  0.75  1.00
0.79  0.70  0.85  1.00
0.39  0.42  0.31  0.40  1.00
0.46  0.22  0.30  0.20  0.71  1.00
0.45  0.35  0.31  0.37  0.78  0.80  1.00
0.34  0.45  0.38  0.41  0.35  0.39  0.35  1.00
0.41  0.21  0.22  0.28  0.29  0.26  0.24  0.92  1.00
0.32  0.39  0.41  0.35  0.44  0.38  0.40  0.86  0.79  1.00
Sample Size =450
Latent Variables:
目标成就  开放创新  稳定运作
Rationships:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化 = 目标成就
积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
规章明确  工作顺畅  安全保障 = 稳定运作
Set Covariance of 目标成就  开放创新 to 0
Set Covariance of 目标成就  稳定运作 to 0
Set Covariance of 开放创新  稳定运作 to 0
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd =2 iteration =100
End of Problem
```

直接以 SIMPLIS 的报表输出语法程序如下:

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Observed Variables:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化
积极革新  研发挑战  步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
```

```
Correlation Matrix:
1.00
0.81  1.00
0.87  0.75  1.00
0.79  0.70  0.85  1.00
0.39  0.42  0.31  0.40  1.00
0.46  0.22  0.30  0.20  0.71  1.00
0.45  0.35  0.31  0.37  0.78  0.80  1.00
0.34  0.45  0.38  0.41  0.35  0.39  0.35  1.00
0.41  0.21  0.22  0.28  0.29  0.26  0.24  0.92  1.00
0.32  0.39  0.41  0.35  0.44  0.38  0.40  0.86  0.79  1.00
Sample Size =450
Latent Variables:
目标成就  开放创新  稳定运作
Rationships:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化 = 目标成就
积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
规章明确  工作顺畅  安全保障 = 稳定运作
Set Covariance of 目标成就  开放创新 to 0
Set Covariance of 目标成就  稳定运作 to 0
Set Covariance of 开放创新  稳定运作 to 0
Path diagram
Options: RS SC MI ND =2 IT =100
End of Problem
```

图 5-16 为 LISREL 所输出的概念模型图,三个因素构面间没有相关双箭号存在。

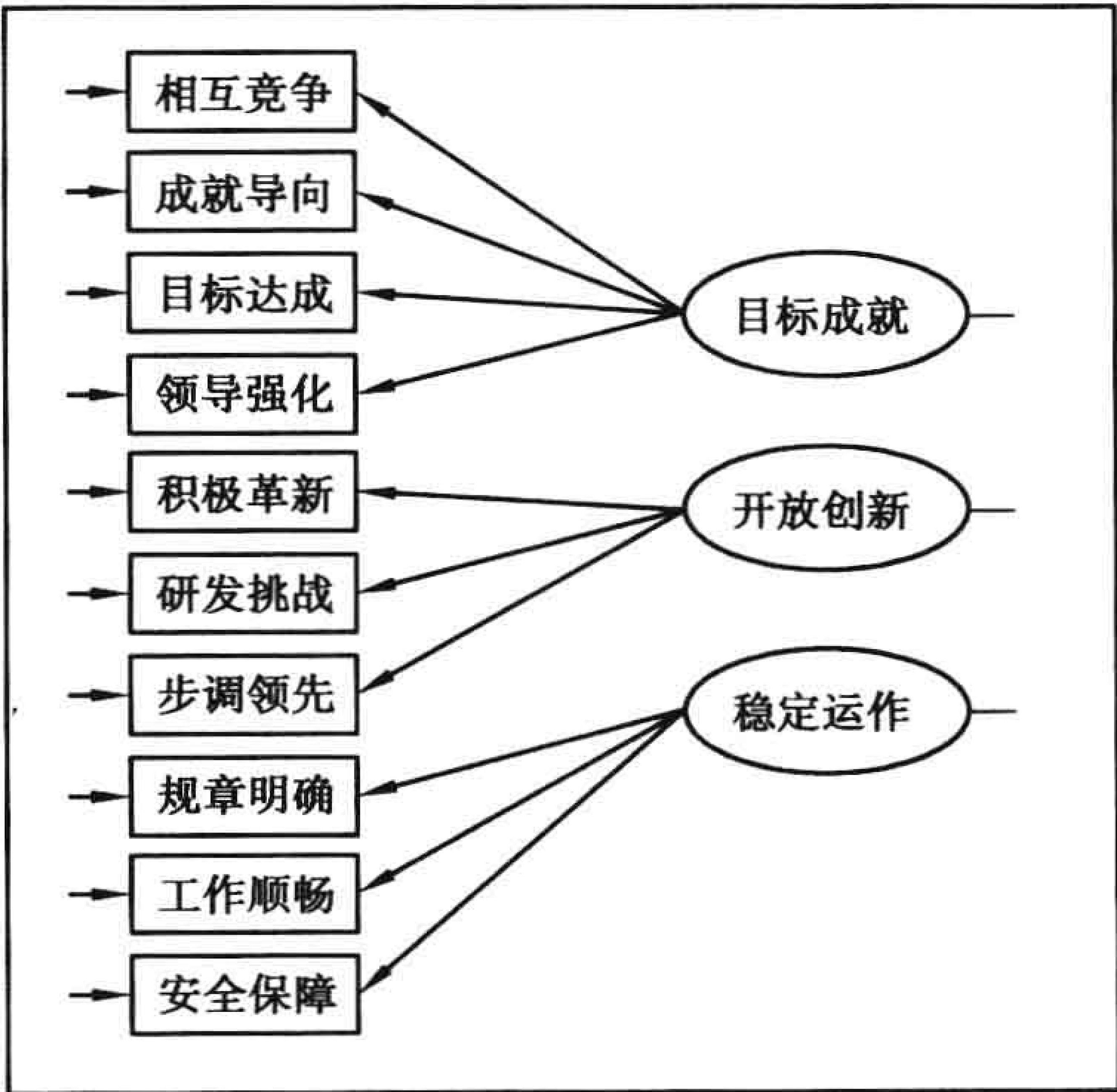


图 5-16

图 5-17 为非标准化的参数估计值及原始测量误差模型图:

图 5-18 为上述原始参数估计值显著性检验的 t 值,所有估计值均达 0.01 的显著水平。

图 5-19 为输出结果的最终标准化估计值模型图:在自由度等于 35 时,卡方值为 153.13,显著性概率 p 值 =0.000 <0.05,达到显著水平,拒绝虚无假设,表示多因素直交模型图与实际数据无法适配。此外,模型的 RMSEA 值等于 0.087,大于 0.080 的接受值,表示假设模型与观察数据的契合度不佳。

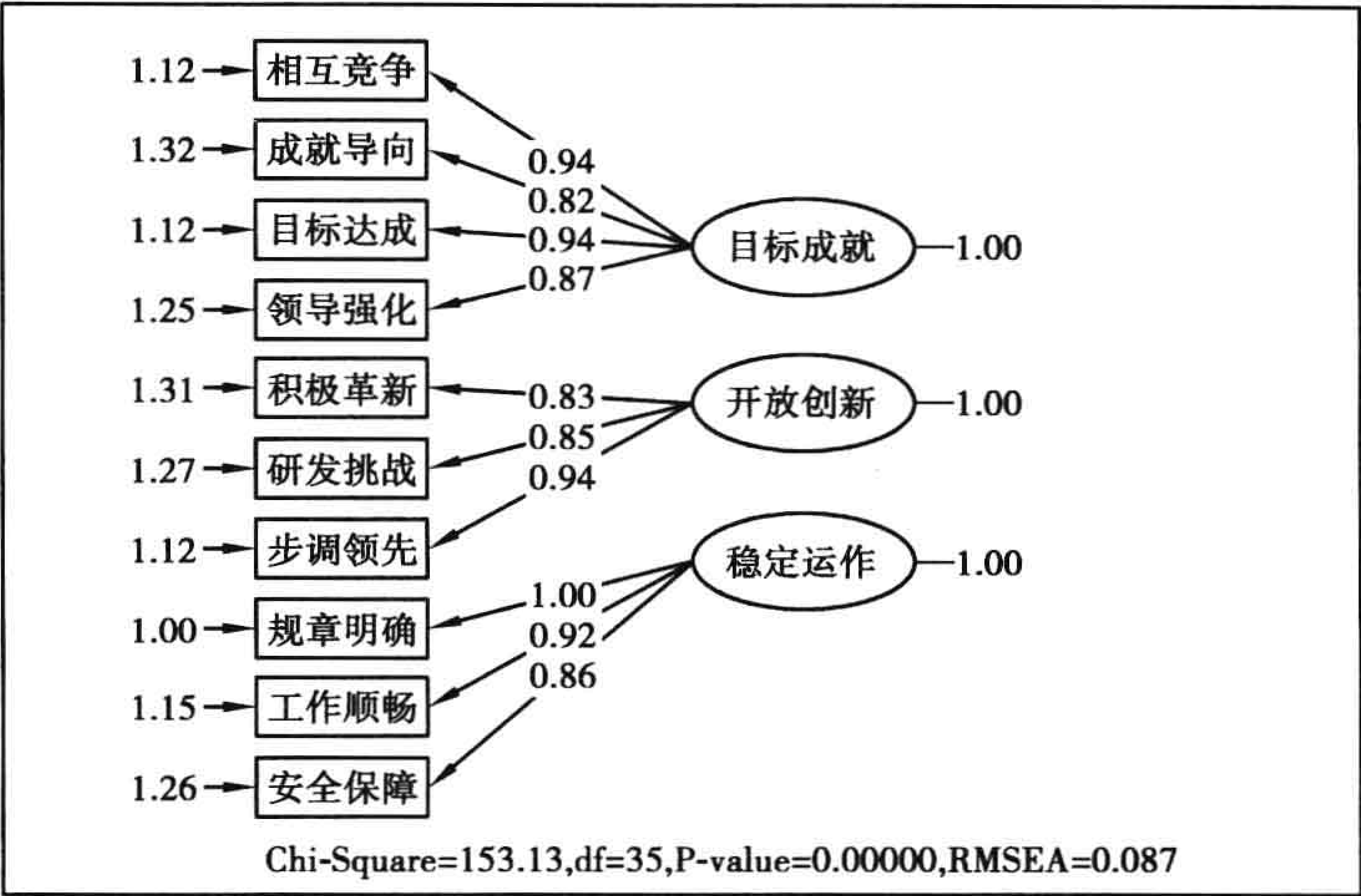


图 5-17

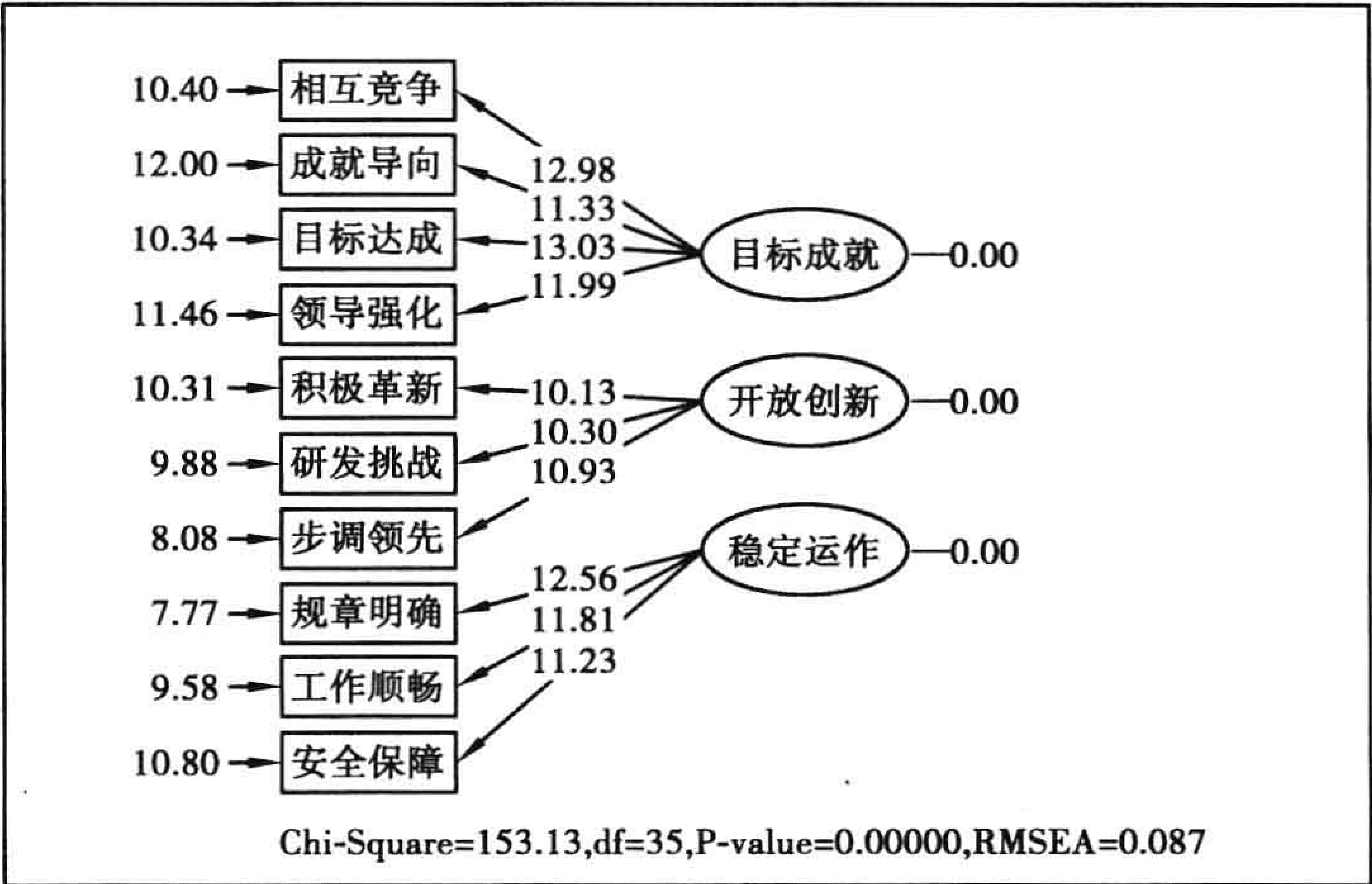


图 5-18

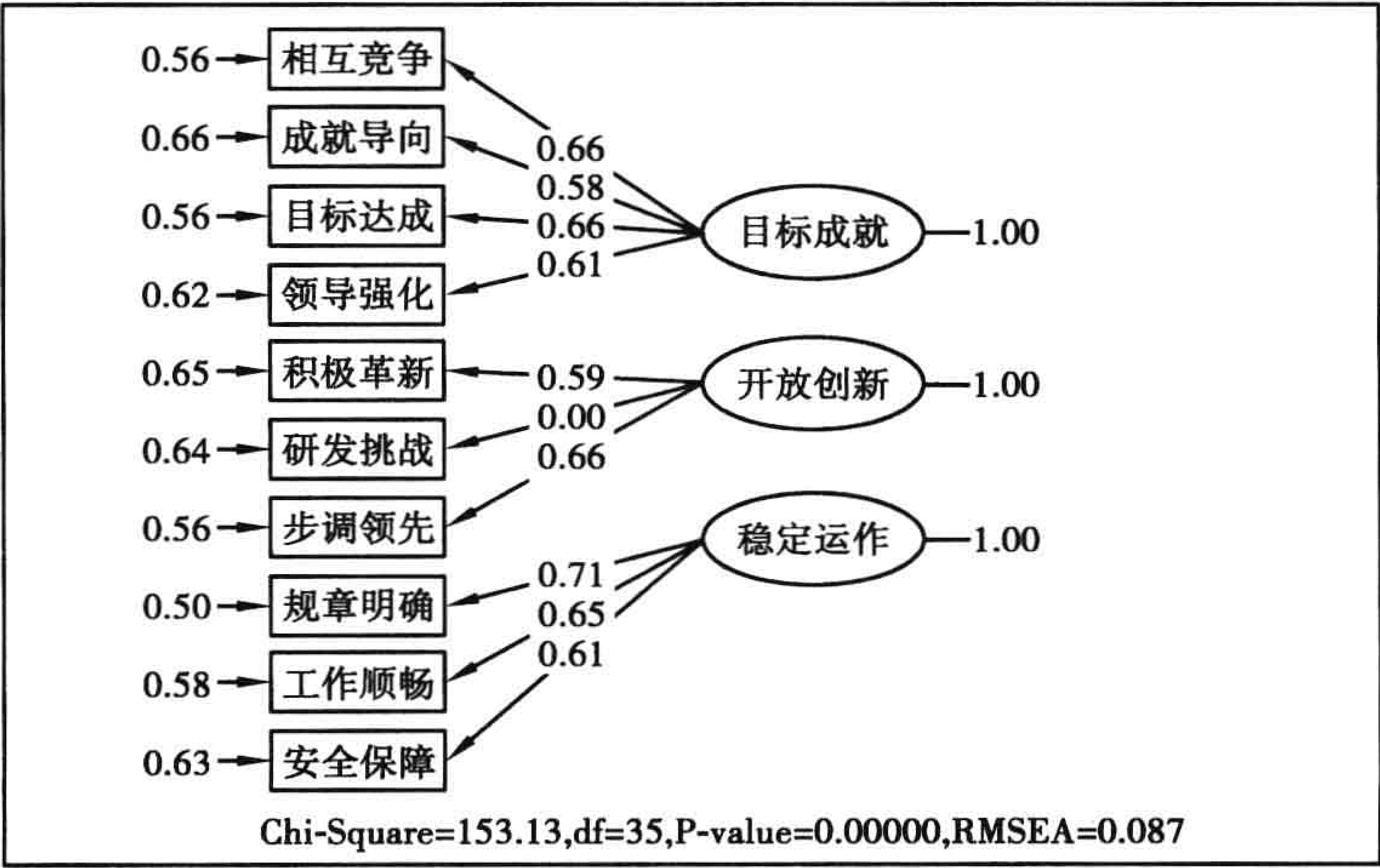


图 5-19

图 5-20 模型修正指标图：

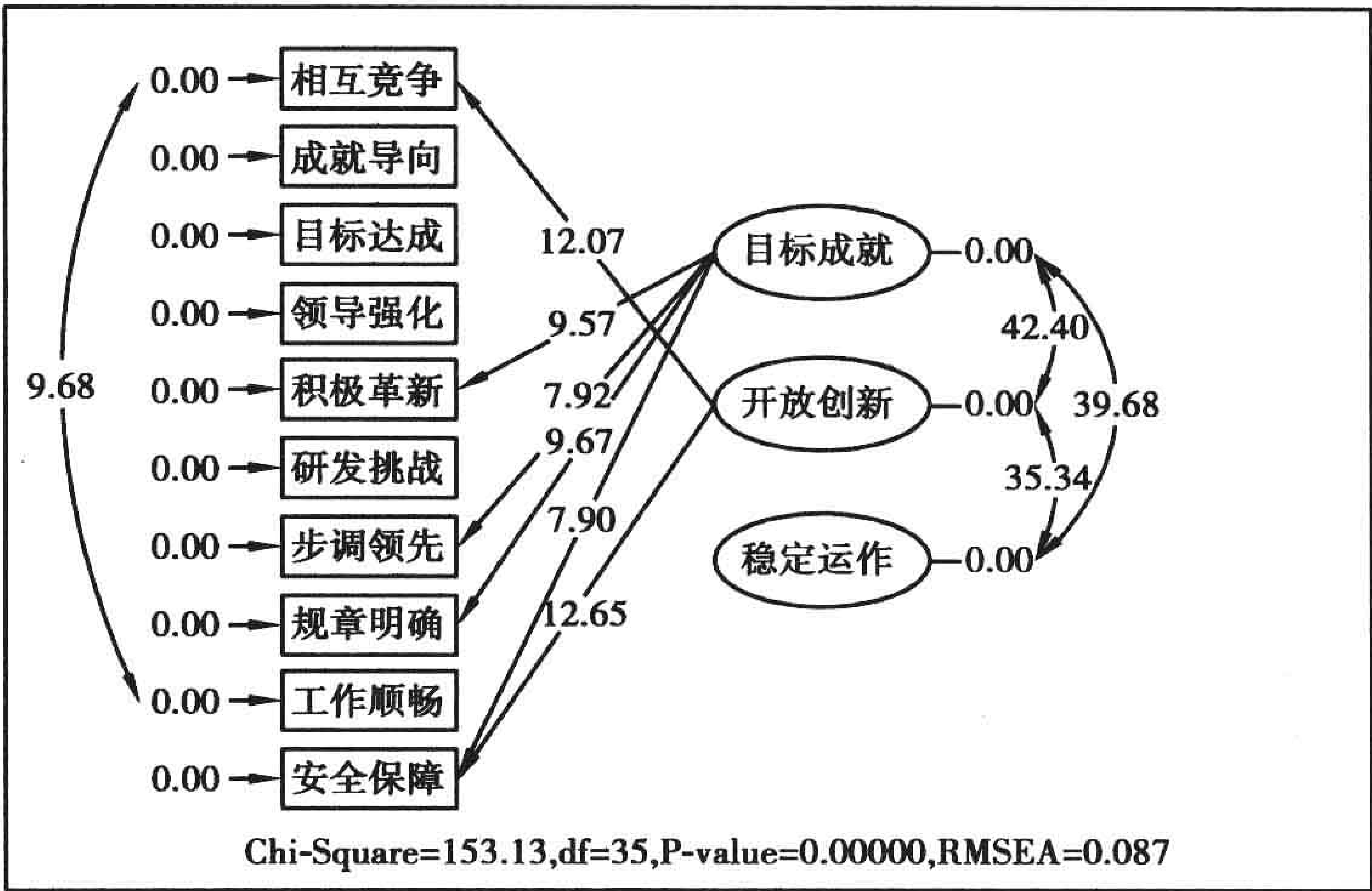


图 5-20

图 5-21 为模型修正指标后期望参数改变值的模型图：

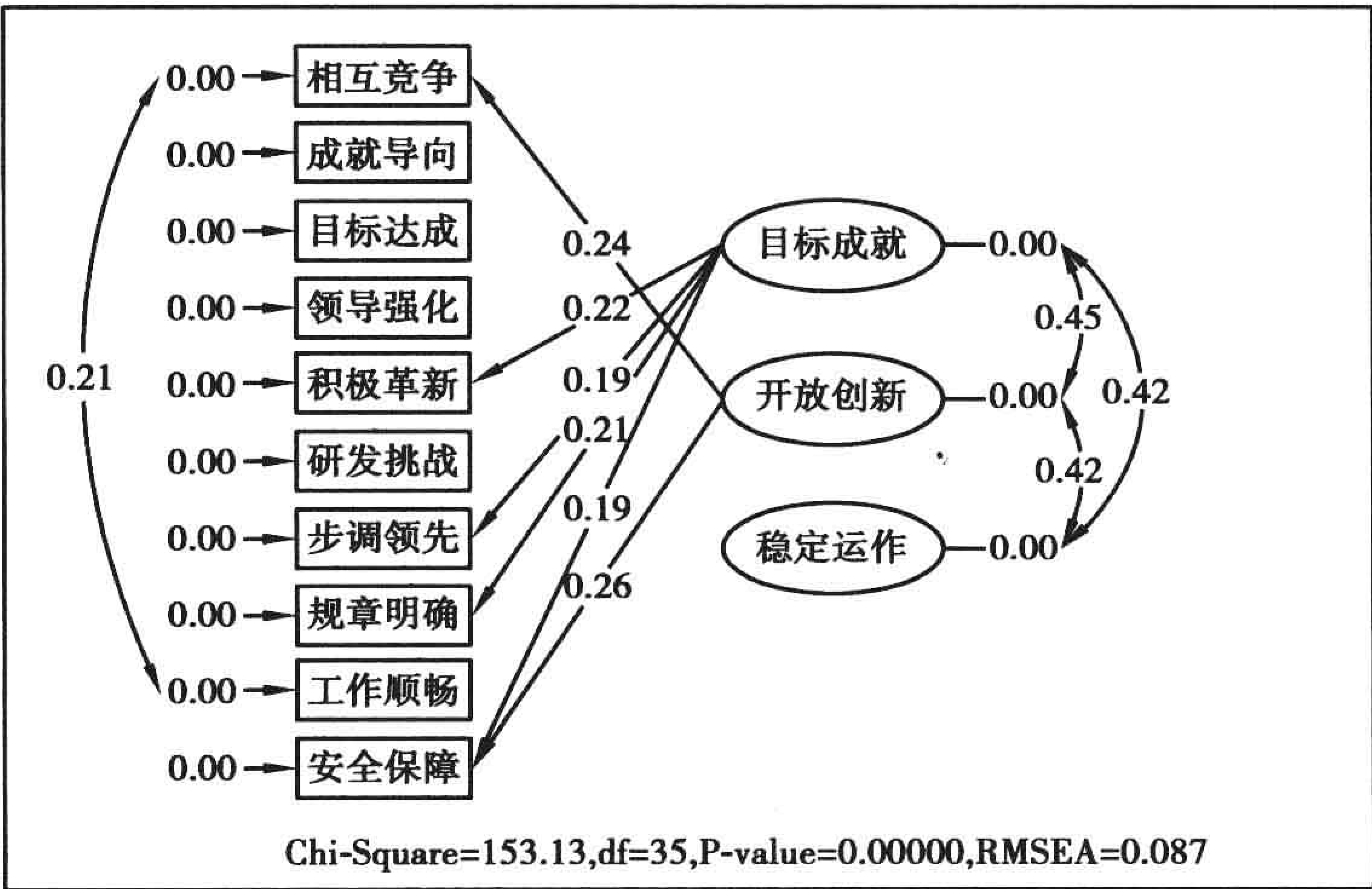


图 5-21

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
         Covariance Matrix
         相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化  积极革新  研发挑战
         --------  --------  --------  --------  --------  --------
相互竞争   2.00
成就导向   0.81      2.00
目标达成   0.87      0.75      2.00
领导强化   0.79      0.70      0.85      2.00
积极革新   0.39      0.42      0.31      0.40      2.00
研发挑战   0.46      0.22      0.30      0.20      0.71      2.00
步调领先   0.45      0.35      0.31      0.37      0.78      0.80
```

```
规章明确   0.34    0.45    0.38    0.41    0.35    0.39
工作顺畅   0.41    0.21    0.22    0.28    0.29    0.26
安全保障   0.32    0.39    0.41    0.35    0.44    0.38
         Covariance Matrix
         步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
         -------- -------- -------- --------
步调领先   2.00
规章明确   0.35    2.00
工作顺畅   0.24    0.92    2.00
安全保障   0.40    0.86    0.79    2.00
```

【说明】

以上为 10 个观察变量的协方差相关矩阵。

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Number of Iterations = 14
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
Measurement Equations
相互竞争 =0.94 * 目标成就,Errorvar. =1.12,R² =0.44
         (0.072)                (0.11)
         12.98                  10.40
成就导向 =0.82 * 目标成就,Errorvar. =1.32,R² =0.34
         (0.073)                (0.11)
         11.33                  12.00
目标达成 =0.94 * 目标成就,Errorvar. =1.12,R² =0.44
         (0.072)                (0.11)
         13.03                  10.34
领导强化 =0.87 * 目标成就,Errorvar. =1.25,R² =0.38
         (0.072)                (0.11)
         11.99                  11.46
积极革新 =0.83 * 开放创新,Errorvar. =1.31,R² =0.35
         (0.082)                (0.13)
         10.13                  10.31
研发挑战 =0.85 * 开放创新,Errorvar. =1.27,R² =0.36
         (0.083)                (0.13)
         10.30                   9.88
步调领先 =0.94 * 开放创新,Errorvar. =1.12,R² =0.44
         (0.086)                (0.14)
         10.93                   8.08
规章明确 =1.00 * 稳定运作,Errorvar. =1.00,R² =0.50
         (0.080)                (0.13)
         12.56                   7.77
工作顺畅 =0.92 * 稳定运作,Errorvar. =1.15,R² =0.42
         (0.078)                (0.12)
         11.81                   9.58
安全保障 =0.86 * 稳定运作,Errorvar. =1.26,R² =0.37
         (0.077)                (0.12)
          1.23                  10.80
```

【说明】

上表数据为观察变量的原始估计值、原始估计值的标准误、显著性检验的 t 值，测量误差估计值、测量误差估计值的标准误、显著性检验的 t 值，观察变量被其潜在变量解释的变异量，即个别指标变量的信度指数。其中指标变量规章明确的 R^2 等于 0.50，其余均小于 0.50。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 35
Minimum Fit Function Chi-Square = 143.97 (P = 0.00)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 153.13 (P = 0.00)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 118.13
90 Percent Confidence Interval for NCP = (83.53; 160.29)
Minimum Fit Function Value = 0.32
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.26
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.19;0.36)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.087
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.073;0.10)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.00
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.43
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.35;0.52)
ECVI for Saturated Model = 0.24
ECVI for Independence Model = 3.03
Chi-Square for Independence Model with 45 Degrees of Freedom = 1338.74
Independence AIC = 1358.74
Model AIC = 193.13
Saturated AIC = 110.00
Independence CAIC = 1409.83
Model CAIC = 295.32
Saturated CAIC = 391.01
Normed Fit Index (NFI) = 0.89
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.89
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.69
Comparative Fit Index (CFI) = 0.92
Incremental Fit Index (IFI) = 0.92
Relative Fit Index (RFI) = 0.86
Critical N (CN) = 179.84
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.27
Standardized RMR = 0.14
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.94
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.90
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.60

【说明】

上表数据为多因素直交模型整体适配度检验指数，其中 RMSEA 值等于 0.087，RMR 值等于 0.27，SRMR 值等于 0.14，均未达到模型适配标准值；此外 NFI 值等于 0.89，NNFI 值等于 0.89，RFI 值等于 0.86，均小于 0.90，这几个指标值也未达到模型适配标准值。自由度等于 35，卡方值等于 153.13，显著性检验的概率值 $p = 0.00 < 0.05$，拒绝虚无假设，显示理论模型与实际数据间无法契合，而 CN 值等于 179.84，小于 200 的建议值，表示模

型无法被接受。整体而言,组织文化量表多因素直交模型图无法获得支持,其与实际数据间无法适配。与多因素斜交模型图相较之下,整体模型的适配情形较差,可见,组织文化量表斜交之假设模型图与实际数据间较为适配。

表 5-7 为采取多因素斜交模型与多因素直交模型相关适配统计量的比较表:

表 5-7

模型	自由度	χ^2 值	RMSEA	NCP	ECVI	AIC	CAIC	GFI
多因素斜交模型	32	34.552 p = 0.35	0.013	2.552	0.179	80.882	198.065	0.985
多因素直交模型	35	153.13 p = 0.00	0.087	118.13	0.43	193.13	295.32	0.94

从上述模型选替指标值来看,多因素斜交模型的 NCP 值(= 2.522)、ECVI 值(= 0.179)、AIC 值(= 80.882)、CAIC 值(= 198.065)等指标值均小于多因素直交模型中的 NCP 值(= 118.13)、ECVI 值(= 0.43)、AIC 值(= 193.13)、CAIC 值(= 295.32),表示组织文化之多因素斜交模型比多因素直交模型更契合观察数据,而多因素斜交模型的 χ^2 值在自由度为 32 情况下,等于 34.552($p = 0.35 > 0.05$),接受虚无假设,RMSEA 值等于 0.013、GFI 值等于 0.985,均达到模型适配良好的程度。

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
            Standardized Residuals
            相互竞争 成就导向 目标达成 领导强化 积极革新 研发挑战
            -------- -------- -------- -------- -------- --------
 相互竞争      - -
 成就导向     1.11       - -
 目标达成     0.39      0.73      - -
 领导强化     0.73      0.39      1.11      - -
 积极革新     4.13      4.45      3.28      4.24      - -
 研发挑战     4.87      2.33      3.18      2.12      - -       - -
 步调领先     4.77      3.71      3.28      3.92      - -       - -
 规章明确     3.60      4.77      4.03      4.34      3.71      4.13
 工作顺畅     4.34      2.22      2.33      2.97      3.07      2.75
 安全保障     3.39      4.13      4.34      3.71      4.66      4.03
            Standardized Residuals
            步调领先 规章明确 工作顺畅 安全保障
            -------- -------- -------- --------
 步调领先      - -
 规章明确     3.71       - -
 工作顺畅     2.54       - -       - -
 安全保障     4.24       - -       - -       - -
 Summary Statistics for Standardized Residuals
 Smallest Standardized Residual =0.73
 Median Standardized Residual =2.75
 Largest Standardized Residual =4.87

          The Modification Indices Suggest to Add the
 Path to      from      Decerase in Chi-Square     New Estimate
```

```
相互竞争  开放创新          12.1              0.24
积极革新  目标成就           9.6              0.22
步调领先  目标成就           7.9              0.19
规章明确  目标成就           9.7              0.21
安全保障  目标成就           7.9              0.19
安全保障  开放创新          12.7              0.26
        The Modification Indices Suggest to Add a Covariance
 between     and      Decrease in Chi-Square    New Estimate
开放创新  目标成就          42.4              0.45
稳定运作  目标成就          39.7              0.42
稳定运作  开放创新          35.3              0.42
工作顺畅  相互竞争           9.7              0.21

                               Time used:0.031 Seconds
```

【说明】

上表为标准化残差值，最大的标准化残差值为4.87，标准化残差值多数大于2.58，显示模型可能有叙列误差存在。

修正指标中建议以下变量间增加其共变关系（The Modification Indices Suggest to Add a Covariance），开放创新与目标成就间增加共变关系，可以减少卡方值42.4，新的估计值为0.45（二者之间的相关系数）；增加稳定运作与目标成就间的共变关系，可以减少卡方值39.7，新的估计值为0.42；增加稳定运作与开放创新间的共变关系，可以减少卡方值35.3，新的估计值为0.42。修正指标参数中也建议增加相关的路径关系（The Modification Indices Suggest to Add the Path），如增加安全保障指标变量与开放创新潜在变量间的路径，可以降低卡方值12.7，新的估计值为0.26；增加相互竞争指标变量与开放创新潜在变量间的路径，可以降低卡方值12.1，新的估计值为0.24。从上述修正指标的建议中，增加潜在变量间的共变关系时（设定三个因素构念间有相关），减少的卡方值最大，也就是建立多因素的斜交模型较能符合实际数据。在验证性因素分析中，研究者不应任意增删变量间的路径或共变关系，为了使理论模型能与数据适配，不断依修正指标来修改原先的假设模型，此种反覆修正的步骤又变成探索性的因素分析，与原先研究者的研究假设和研究目的并不符合，若是研究者要采用修正指标来更改原先的理论模型，应该重新选取一组样本来检验，这样才符合验证性因素分析的内涵。

上述输出报表的语法程序，也可以直接应用SIMPLIS的[Options:]（选项）的指令，后面界定输出的报表，如各项残差值（RS）、修正指标值（MI）、完全标准化解值（SC）或设定输出的小数位数（ND=3）。

```
! 组织文化量表初阶验证性因素分析
Observed Variables:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化
积极革新  研发挑战  步调领先  规章明确  工作顺畅  安全保障
Correlation Matrix:
1.00
0.81  1.00
0.87  0.75  1.00
0.79  0.70  0.85  1.00
0.39  0.42  0.31  0.40  1.00
0.46  0.22  0.30  0.20  0.71  1.00
```

```
0.45  0.35  0.31  0.37  0.78  0.80  1.00
0.34  0.45  0.38  0.41  0.35  0.39  0.35  1.00
0.41  0.21  0.22  0.28  0.29  0.26  0.24  0.92  1.00
0.32  0.39  0.41  0.35  0.44  0.38  0.40  0.86  0.79  1.00
Sample Size =450
Latent Variables:
目标成就  开放创新  稳定运作
Rationships:
相互竞争  成就导向  目标达成  领导强化 = 目标成就
积极革新  研发挑战  步调领先 = 开放创新
规章明确  工作顺畅  安全保障 = 稳定运作
Set Covariance of 目标成就  开放创新 to 0
Set Covariance of 目标成就  稳定运作 to 0
Set Covariance of 开放创新  稳定运作 to 0
Path diagram
Options:RS MI SC ND =3
End of Problem
```

第六章　探索性因素分析与验证性因素分析

依使用目的而言,因素分析(factor analysis)可分为探索性因素分析(exploratory factor analysis, EFA)与验证性因素分析(confirmatory factor analysis, CFA)。EFA与CFA两种分析方法最大的不同,在于测量理论架构在分析过程中所扮演的角色与检验时机。就EFA而言,测量变量的理论架构是因素分析后的产物,因素结构是从一组独立的测量指标或题项间,由研究者主观判断所决定的一个具有计量合理性与理论适切的结构,并以该结构来代表所测量的概念内容或构念特质,即理论架构的出现在EFA程序中是一个事后概念。相对而言,CFA的进行则必须有特定的理论观点或概念架构作为基础,然后借由数学程序来确认评估该理论观点所导出的计量模型是否适当、合理,因此理论架构对CFA的影响是在分析之前发生的,其计量模型具有先验性,理念是一种事前的概念(邱皓政,2005)。EFA所要达成的是建立量表或问卷的建构效度,而CFA则是要检验此建构效度的适切性与真实性。

探索性因素分析的目的在于确认量表因素结构(factor structure)或一组变量的模型,常考量要有多少个因素或构念,同时因素负荷量的组型如何,虽然大部分的探索性因素分析允许事先决定因素的个数,但强制某个变量只归于某一个特定因素则有其困难。探索性因素分析偏向于理论产出的程序,而非是理论架构检验的方式;相反的,验证性因素分析通常会依据一个严谨的理论及(或)实征事实基础,允许研究者事先确认一个正确的因素模型,这个模型通常明确将变量归类于哪个因素层面中,并同时决定因素构念间是相关的。与探索性因素分析比较,验证性因素分析有较多的理论检验程序。在实际应用上,研究可能同时会使用到探索性因素分析与验证性因素分析,但有效区分两种分析方法的差异及其适用情境是非常重要的(Stevens, 1996)。

量表或问卷编制的预设上都会以探索性因素分析不断的尝试,以求得量表最佳的因素结构,建立问卷的建构效度。当研究者得知量表或问卷是由数个不同潜在面向或因素所构成,为了确认量表所包含的因素是否与最初探究的构念相同,会以不同的一组样本为对象,加以检验,此时量表的各因素与其题项均已固定,研究者所要探究的是量表的因素结构模型是否与实际搜集的数据契合,指标变量是否可以有效作为因素构念(潜在变量)的测量变量,此种因素分析的程序,称为验证性因素分析。

验证性因素分析模型被归类于一般结构方程模型或共变结构模型(covariance structuremodel)之中,允许反映与解释潜在变量,它和一系列的线性方程式相联结,与探索性因素分析相较,验证性因素分析模型较为复杂,但两种模型基本目标是相似的,皆在解释观察变量间的相关或共变关系,但CFA偏重于检验假定的观察变量与假定的潜在变量间的关系(Everitt & Dunn, 2001)。

探索性因素分析与验证性因素分析的差异可以归纳如表 6-1（Stevens，1996，p. 389）：

表 6-1　探索性因素分析与验证性因素分析的差异比较表

探索性因素分析	验证性因素分析
理论产出	理论检验
理论启发—文献基础薄弱	强力理论和(或)实征事实基础
决定因素的数目	之前分析后因素的数目已经固定
决定因素间是否有相关	根据之前的分析固定因素间有相关或没有相关
变量可以自由归类所有因素	变量固定归类于某一特定因素

验证性因素分析被使用在检验一组测量变量与一组可以解释测量变量的较少因素构念间的关系，CFA 允许研究者分析确认事先假设的测量变量与因素间关系的正确性。通常 EFA 是利用一组样本来产生测量变量间因素结构，而 CFA 则是再从总体中抽取另一组样本来检验假设因素结构的契合度，有些研究者会将样本一分为二，以一半的样本使用 EFA 方法产生因素结构，另外一半样本采用 CFA 方法进行模型的正式比较。CFA 是 SEM 家族中的一个应用案例，CFA 也可处理因素结构间斜交（因素构念间有相关）及直交的问题（因素构念间没有相关），此外，也可以分析指标变量间的随机测量误差（random measurement error）、指标变量的信度与效度检验等（Spicer，2005）。

CFA 属于 SEM 的一种次模型，为 SEM 分析的一种特殊应用。由于 SEM 的模型界定能够处理潜在变量的估计与分析，具有高度的理论先验性，因而若是研究者对于潜在变量的内容与性质，能提出适当的测量变量以组成测量模型，借由 SEM 的分析程序，便可以对潜在变量的结构或影响关系进行有效的分析。SEM 中对于潜在变量的估计程序，即是检验研究者先前提出的因素结构的适切性，一旦测量的基础确立了，潜在变量的因果关系就可以进一步探讨，因此，一般而言，CFA 可以说是进行整合性 SEM 分析的一个前置步骤或基础架构，当然，它也可以独立进行分析估计（周子敬，2006）。

6.1　探索性因素分析

某研究者编制一份“国民中学兼行政教师所知觉的校长激励策略量表”，共有十二题，各题项如下：

- 校长会依绩效表现给予兼行政人员不同程度或方式的奖惩【绩效奖惩】
- 兼行政人员利用非上班时间办理活动时，校长会给予合理的加班费【加班补偿】
- 对于兼行政人员额外的工作付出，校长会给予合理的工作津贴【工作津贴】
- 校长常会举办餐叙或联谊活动，以凝聚团队向心力【联谊餐叙】
- 校长会主动改善学校的软硬件设备，以提升行政效率【设备改善】
- 校长非常重视并接纳兼行政人员各方面的建言【接纳建言】
- 校长会极力营造具人性化领导风格的组织文化【领导风格】
- 校长能营造有创意的环境，让兼行政人员发挥潜能【创意环境】
- 校长经常鼓励兼行政人员学习新知与技能【鼓励学习】
- 校长会依兼行政人员的专业知能与所长使其得以适才适所【适才适所】
- 校长能提供兼行政人员完成工作所需的技巧与方法【技巧传授】
- 校长会依兼行政人员的工作专业需求提供相关的研习机会【提供研习】

量表的填答，采用李克特五点量表法，从"非常不符合"到"非常符合"，选项分数给予1至5，得分愈高，表示兼行政教师所知觉的校长激励策略愈佳。研究者为得知此量表所包含的因素构念，乃采分层取样方式，从大型学校、中型学校、小型学校各抽取50名教师填答，总共有效样本数为150名。

探索性因素分析的操作程序

探索性因素分析的操作主要借由SPSS软件来执行，有关SPSS操作的详细说明，请参阅吴明隆等编著的有关书籍。

（一）执行功能列【Analyze】（分析）→【Data Reduction】（数据缩减）→【Factor...】（因子）程序出现[Factor Analysis]（因子分析）对话窗口，将左边盒中十两个题项选入右边[Variables:]（变量）下的空盒中。按[Descriptives...]（描述性统计量）按钮，出现[Factor Analysis: Descriptives]（因子分析：描述性统计量）次对话窗口：

在[Factor Analysis: Descriptives]（因子分析：描述性统计量）次对话窗口中，勾选[☑ Initial solution]（未转轴之统计量）、[☑ KMOand Bartlett's test of sphericity]（KMO与Bartlett球形检验）、[☑ Reproduced]（重制的）、[☑ Anti-image]（反映像）四个选项。

（二）按[Extraction…]（萃取…）按钮，会出现[Factor Analysis:Extraction]（因子分析：萃取）次对话窗口。此对话窗口之功能在设定因素抽取的方法、依据及标准。

在[Factor Analysis:Extraction]（因子分析：萃取）次对话窗口中，抽取因素方法（Method）选内设[Principal components]法（主成分分析法），次选取[◉ Correlationmatrix]（相关矩阵）选项、并勾选[☑ Unrotated factor solution]（未旋轴因子解）、[☑ Screet plot]（陡坡图）等项，在抽取因素时限定在特征值大于1者，在[◉ Eigenvalue over:]（特征值）后面的空格内输入[1]（1此为内定值，可以不用更改它）。

（三）按[Rotation…]（转轴）按钮，会出现[Factor Analysis:Rotation]（因子分析：转轴法）次对话窗口。次对话窗口在界定转轴的方法及转轴后之输出结果。

在因素抽取上，通常最初因素抽取后，对因素无法作有效的解释，转轴目的在于改变题项在各因素之负荷量的大小，转轴时根据题项与因素结构关系的密切程度，调整各因素负荷量的大小，转轴后，大部分的题项在每个共同因素中有一个差异较大的因素负荷量。转轴后，每个共同因素的特征值会改变，与转轴前不一样，但每个变量的共同性不会改变。常用的转轴方法，有最大变异法（Varimax）、四次方最大值法（Quartimax）、相等最大值法（Equamax）、直接斜交转轴法（Direct Oblimin）、Promax转轴法，其中前三者属直交转轴法（orthogonal rotations），在直交转轴法中，因素（成分）与因素（成分）间没有相关，亦即其相关为0，因素轴间的夹角等于90度；而后二者（直接斜交转轴、Promax转轴法）属斜交转轴（oblique rotations），采用斜交转轴法，表示因素与因素间彼此有某种程度的相关，亦即因素轴间的夹角不是90度。

在[Factor Analysis:Rotation]（因子分析：转轴法）次对话窗口中，选取[◉ Varimax]（最大变异法）、[☑ Rotated solution]（转轴后的解）等项。研究者要勾

选[☑ Rotated solution]选项,才能打印转轴后的相关资讯。

在[Maximum Iterations for Convergence:□](收敛最大迭代)后面的空格输入50,内定值为25,若是因素分析执行时无法进行转轴,可将收敛最大迭代运算次数提高。

(四)[Score…](分数)按钮,会出现[Factor Analysis:Factor Scores](因子分析:产生因素分数)次对话窗口。次对话窗口是界定计算与储存因素分数的方法,以作为后续分析之用。

(五)[Options…](选项)按钮,会出现[Factor Analysis:Options](因子分析:选项)次对话窗口。此对话窗口是界定遗漏值的处理方式与因素负荷量的输出方式。

[□Sorted by size](依据因素负荷量排序):根据每一因素层面之因素负荷量的大小排序(例题中选取此项)。进行因素分析时,最好将此项勾选,如果没有勾选此项,则转轴后的因素矩阵会依据变量的顺序排列,研究者在找寻因素所属的题项时比较困难,未来的报表也比较难整理。

在[Factor Analysis: Options]对话窗口中,勾选[◉ Exclude cases listwise](完全排除遗漏值)、[☑ Sorted by size](依据因素负荷排序)等项。

探索性因素分析的输出结果

Factor Analysis

表 6-2 KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.881
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1667.591
	Df	66
	Sig.	.000

Kaiser-Meyer-Olkin

【说明】

表 6-2 为 KMO 取样适当性检验及 Bartlett 球面性检验结果。

KMO 是 Kaiser-Meyer-Olkin 的取样适当性量数(其值介于 0 至 1 之间),当 KMO 值愈大时(愈接近 1 时),表示变量间的共同因素愈多,愈适合进行因素分析。根据学者 Kaiser (1974)观点,如果 KMO 的值小于 0.5 时,较不宜进行因素分析,进行因素分析之通常准则至少在 0.60 以上,此处的 KMO 值为 0.881,属于佳的层次,表示变量间有共同因素存在,变量适合进行因素分析。

此外,Bartlett's 球形检验的 χ^2 值为 1187.740(自由度为 231)达显著,可拒绝虚无假设,即拒绝变量间的净相关矩阵不是单元矩阵的假设(若变量间的净相关矩阵不是单元矩阵的话,则量表不适合进行因素分析),代表总体的相关矩阵间有共同因素存在,适合进行因素分析。

表 6-3 Anti-image Matrices

		绩效奖惩	加班补偿	工作津贴	联谊餐叙	设备改善	接纳建言
Anti-image Covariance	绩效奖惩	.330	-.100	-.079	-.027	-.017	-.009
	加班补偿	-.100	.238	-.103	-.075	.008	.037
	工作津贴	-.079	-.103	.240	-.094	.002	-.013
	联谊餐叙	-.027	-.075	-.094	.370	-.023	-.036
	设备改善	-.017	.008	.002	-.023	.307	-.066
	接纳建言	-.009	.037	-.013	-.036	-.066	.284
	领导风格	.003	.013	-.014	.003	-.078	-.093
	创意环境	.008	-.040	.005	.034	-.090	-.083
	鼓励学习	-.016	-.038	-.013	.088	-.033	-.040
	适才适所	-.045	.075	-.027	-.030	-.011	.018
	技巧传授	-.007	-.014	.006	.010	.019	-.013
	提供研习	.036	-.019	.017	-.058	.013	.019
Anti-image Correlation	绩效奖惩	.907(a)	-.358	-.281	-.078	-.052	-.031
	加班补偿	-.358	.826(a)	-.429	-.253	.031	.142
	工作津贴	-.281	-.429	.882(a)	.314	.006	-.049
	联谊餐叙	-.078	-.253	-.314	.872(a)	-.067	-.110
	设备改善	-.052	.031	.006	-.067	.910(a)	-.223
	接纳建言	-.031	.142	-.049	-.110	-.223	.890(a)
	领导风格	.009	.050	-.056	.009	-.271	-.336
	创意环境	.029	-.161	.020	.109	-.317	-.304
	鼓励学习	-.056	-.154	-.054	.290	-.121	-.149
	适才适所	-.151	.299	-.108	-.096	-.038	.067
	技巧传授	-.026	-.063	.026	.036	.074	-.052
	提供研习	.144	-.089	.079	-.220	.053	.081

a Measures of Sampling Adequacy (MSA)

表 6-4 Anti-image Matrices

		领导风格	创意环境	鼓励学习	适才适所	技巧传授	提供研习
Anti-image Covariance	绩效奖惩	.003	.008	-.016	-.045	-.007	.036
	加班补偿	.013	-.040	-.038	.075	-.014	-.019
	工作津贴	-.014	.005	-.013	-.027	.006	.017
	联谊餐叙	.003	.034	.088	-.030	.010	-.058
	设备改善	-.078	-.090	-.033	-.011	.019	.013
	接纳建言	-.093	-.083	-.040	.018	-.013	-.019
	领导风格	.267	-.087	.032	.011	-.015	-.022
	创意环境	-.087	.261	.032	-.030	.006	-.015
	鼓励学习	.032	.032	.250	-.051	-.056	-.079
	适才适所	.011	-.030	-.051	.267	-.074	-.057
	技巧传授	-.015	.006	-.056	-.074	.205	-.083
	提供研习	-.022	-.015	-.079	-.057	-.083	.190

续表

		领导风格	创意环境	鼓励学习	适才适所	技巧传授	提供研习
Anti-image Correlation	绩效奖惩	.009	.029	-.056	-.151	-.026	.144
	加班补偿	.050	-.161	-.154	.299	-.063	-.089
	工作津贴	-.056	.020	-.054	-.108	.026	.079
	联谊餐叙	.009	.109	.290	-.096	.036	-.220
	设备改善	-.271	-.317	-.121	-.038	.074	.053
	接纳建言	-.336	-.304	-.149	.067	-.052	.081
	领导风格	.887(a)	-.329	.125	.039	-.064	-.096
	创意环境	.329	.879(a)	.124	-.113	.025	-.066
	鼓励学习	.125	.124	.872(a)	-.199	-.247	-.363
	适才适所	.039	-.113	-.199	.888(a)	-.318	-.254
	技巧传授	-.064	.025	-.247	-.318	.896(a)	-.418
	提供研习	-.096	-.066	-.363	-.254	-.418	.868(a)

a Measures of Sampling Adequacy (MSA)

【说明】

表 6-4 为反映像矩阵(Anti-image Matrices),表的上半部为反映像协方差矩阵(Anti-image Covariance),下半部为反映像相关系数矩阵(Anti-image Correlation),在性质上与净相关系数矩阵类似,只是二者正负号正好相反。反映像相关系数愈小,表示变量愈适合进行因素分析;相反的,反映像相关系数愈大,表示共同因素愈少,愈不适合进行因素分析。

反映像相关矩阵的对角线数值代表每一个变量"取样适当性量数"(Measures of Sampling Adequacy,简称 MSA),取样适当性量数数值大小的右边会加注[(a)]的标示。MSA 值类似 KMO 值,KMO 值愈接近 1,表示整体数据(整个量表)愈适合进行因素分析,而个别题项的 MSA 值愈接近 1,则表示此个别题项愈适合投入于因素分析中,因而研究者可先由 KMO 值来判别量表是否适合进行因素分析,次则判别个别题项的 MSA 值,以初步决定哪些变量不适合投入因素分析程序中。一般而言,如果个别题项的 MSA 值小于 0.50,表示该题项(变量)不适合进行因素分析,在进行因素分析时可考虑将之删除。MSA 值愈接近 0 愈不适合进行因素分析,愈接近 1 愈适合进行因素分析。上述表格中,12 个变量的 MSA 值介于 0.826 至 0.910,表示 12 个变量都适合进行因素分析。

表 6-5　Communalities

	Initial	Extraction
绩效奖惩	1.000	.781
加班补偿	1.000	.849
工作津贴	1.000	.861
联谊餐叙	1.000	.732
设备改善	1.000	.814
接纳建言	1.000	.827
领导风格	1.000	.845
创意环境	1.000	.842
鼓励学习	1.000	.831
适才适所	1.000	.822
技巧传授	1.000	.881
提供研习	1.000	.878

Extraction Method: Principal Component Analysis.

【说明】

表6-5为每个变量的初始(initial)共同性以及以主成分分析法(principal component analysis)抽取主成分后的共同性(最后的共同性)。共同性愈低,表示该变量不适合投入主成分分析之中,共同性愈高,表示该变量与其他变量可测量的共同特质愈多,亦即该变量愈有影响力。上述十两个题项的共同性值在0.732至0.881之间,表示每个变量与其他变量间有共同特质存在,即每个变量与其他变量间有共同因素。

表6-6　Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Vari-	Cumulative %	Total	% of Vari-	Cumulative %	Total	% of Vari-	Cumulative %
1	6.049	50.408	50.408	6.049	50.408	50.408	3.388	28.234	28.234
2	2.123	17.689	68.097	2.123	17.689	68.097	3.345	27.873	56.107
3	1.790	14.919	83.017	1.790	14.919	83.017	3.229	26.910	83.017
4	.407	3.392	86.409						
5	.296	2.466	88.875						
6	.255	2.128	91.003						
7	.251	2.091	93.093						
8	.208	1.733	94.827						
9	.201	1.671	96.498						
10	.159	1.324	97.822						
11	.135	1.123	98.945						
12	.127	1.055	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

【说明】

表6-6为经主成分分析后产生的12个特征值(Initial Eigenvalues),其中特征值大于1者有三个,表示抽取三个共同因素,这三个特征值数据呈现中间于"平方和负荷量萃取"栏(Extraction Sums of Squared Loadings),未转轴前的三个特征值分别为6.049,0.123,1.790,每个特征值个别的解释变异量为50.408%,17.689%,14.919%,逐次累积的解释变异量为50.408%,68.097%,83.017%,三个共同因素可解释激励策略量表83.017%的变异量。

表6-7

Extraction Sums of Squared Loadings		
Total(特征值)	% of Variance	Cumulative %
6.049	50.408	50.408
2.123	17.689	68.097
1.790	14.919	83.017

转轴后的三个特征值呈现于"Rotation Sums of Squared Loadings"(转轴平方和负荷量)栏中,三个特征值分别为3.388,3.345,3.229,每个特征值个别的解释变异量为28.234%,27.873%,26.910%,逐次累积的解释变异量为28.234%,56.107%,83.017%,三个共同因素可解释激励策略量表83.017%的变异量。转轴后三个共同因素的特征值十分接近,转轴前与转轴后的总特征值及总解释变异量不会改变。

表 6-8

Rotation Sums of Squared Loadings(转轴平方和负荷量)		
Total(特征值)	% of Variance	Cumulative %
3.388	28.234	28.234
3.345	27.873	56.107
3.229	26.910	83.017

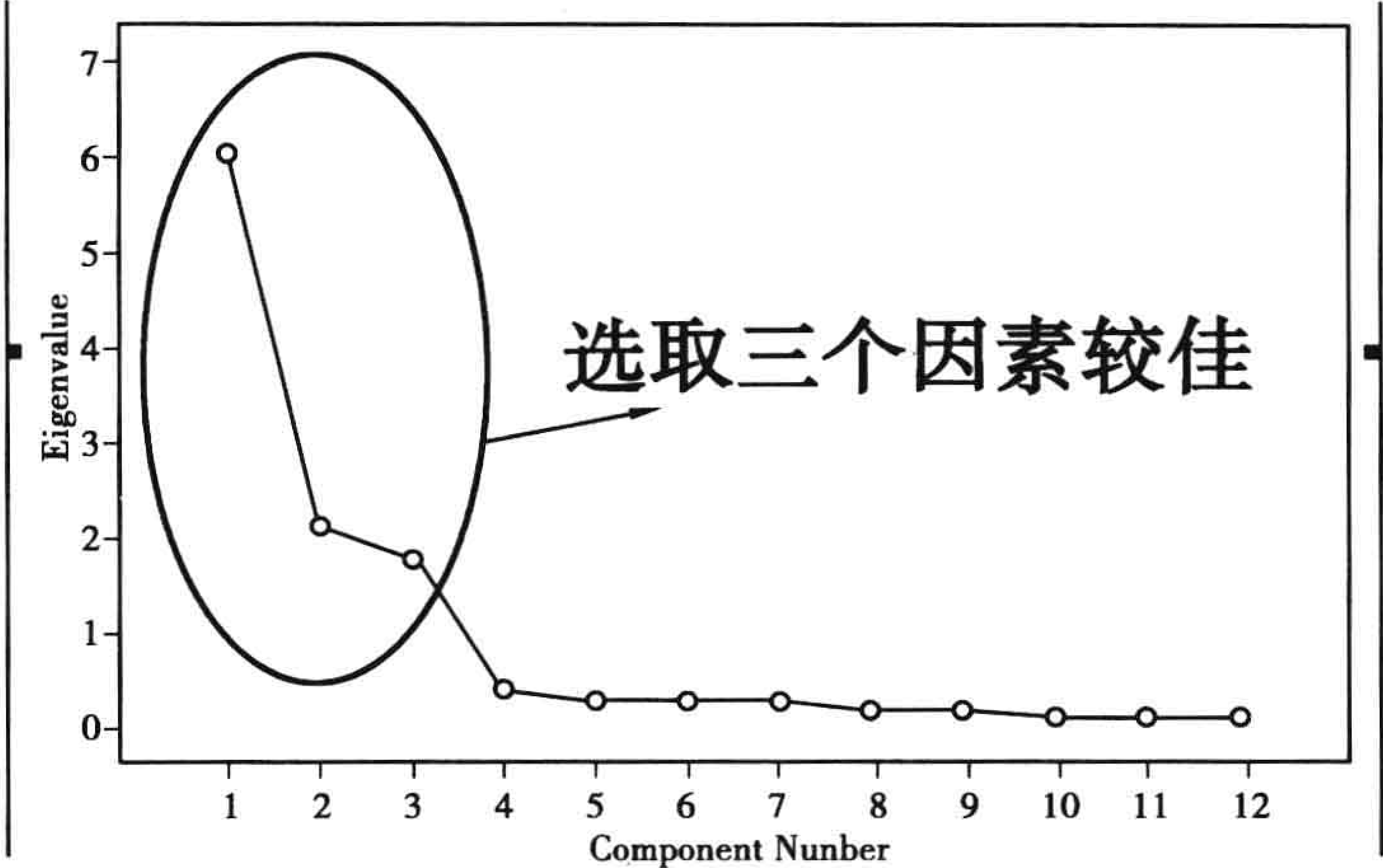


图 6-1

【说明】

图 6-1 为 SPSS 输出陡坡图检验结果,陡坡图绘制是根据每个因素解释变异量的高低,将每一个因素的特征值由大至小依序绘制成一条坡线(scree),其中横坐标是因素数(Component Number),纵坐标是特征值,陡坡图决定的原理是从地质学引用而来,以崖壁上的石头而言,经雨水冲刷后,小碎石或质轻的碎石会被冲刷到崖壁下水平之处,而固着在崖壁上的不是大碎石,就是其质较重的,因而崖壁上的碎石头较有经济价值性。陡坡图的判别原理也是如此,转折点以后突然变成较为水平的,其特征值较小,解释变异量也不高,因而可舍弃不用,上图中从第四个转折点后,图形变成水平分布,因而以保留三个共同因素为佳。

表 6-9　Component Matrix(a)

	Component		
	1	2	3
提供研习	.770	-.264	-.464
技巧传授	.758	-.266	-.485
适才适所	.738	-.216	-.480
工作津贴	.735	-.299	.480
鼓励学习	.728	-.286	-.468
绩效奖惩	.698	-.313	.443
创意环境	.695	.597	.044
加班补偿	.686	-.377	.486
接纳建言	.683	.599	.026
设备改善	.680	.589	.065
领导风格	.673	.625	.031
联谊餐叙	.666	-.265	.467

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a　3 components extracted.

【说明】

表6-9为未转轴前的因素矩阵,中间的数据为各变量在每个共同因素的组型负荷量(因素负荷量矩阵),组型负荷量是根据上述变量的共同性估算而来,根据此矩阵可以重新估计每个变量的共同性、特征值、共同因素解释的百分比及再制相关矩阵。未转轴前的因素矩阵,多数变量在共同因素的因素负荷量差距不大,因而题项很难归类于哪个共同因素中,所以需要进行因素矩阵的转轴,以调整各题项在共同因素的因素负荷量,便于题项的归类。

表6-10 Reproduced Correlations

		领导风格	创意环境	鼓励学习	适才适所	技巧传授	提供研习
Reproduced Correlation	绩效奖惩	.288	.318	.390	.370	.398	.414
	加班补偿	.241	.273	.379	.354	.385	.402
	工作津贴	.322	.354	.396	.376	.404	.422
	联谊餐叙	.297	.326	.342	.324	.349	.366
	设备改善	.828	.827	.296	.343	.327	.338
	接纳建言	.835	.834	.314	.362	.346	.356
	领导风格	.845(b)	.842	.296	.346	.329	.338
	创意环境	.842	.842(b)	.314	.362	.346	.356
	鼓励学习	.296	.314	.831(b)	.824	.855	.853
	适才适所	.346	.362	.824	.822(b)	.850	.848
	技巧传授	.329	.346	.855	.850	.881(b)	.879
	提供研习	.338	.356	.853	.848	.879	.878(b)
Residual(a)	绩效奖惩	-.005	-.004	.014	.020	-.004	-.039
	加班补偿	.003	.028	.028	-.048	.007	.009
	工作津贴	.004	-.006	.007	.012	-.005	
	联谊餐叙	.003	-.023	-.058	.028	.003	.041
	设备改善	-.064	-.052	.024	.003	-.013	-.009
	接纳建言	-.049	-.057	.021	-.016	.003	-.013
	领导风格		-.047	-.017	-.009	.012	.014
	创意环境	-.047		-.012	.006	-.002	.007
	鼓励学习	-.017	-.012		-.075	-.052	-.044
	适才适所	-.009	.006	-.075		-.046	-.052
	技巧传授	.012	-.002	-.052	- .046		-.024
	提供研习	.014	.007	-.044	-.052	-.024	

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a　Residuals are computed between observed and reproduced correlations. There are 12 (18. 0%) nonredundant residuals with absolute values greater than 0.05.

b　Reproduced communalities.

表 6-11 Reproduced Correlations

		绩效奖惩	加班补偿	工作津贴	联谊餐叙	设备改善	接纳建言
Reproduced Correlation	绩效奖惩	.781(b)	.812	.820	.755	.320	.301
	加班补偿	.812	.849(b)	.851	.784	.276	.256
	工作津贴	.820	.851	.861(b)	.793	.355	.336
	联谊餐叙	.755	.784	.793	.732(b)	.327	.309
	设备改善	.320	.276	.355	.327	.814(b)	.820
	接纳建言	.301	.256	.336	.309	.820	.827(b)
	领导风格	.288	.241	.322	.297	.828	.835
	创意环境	.318	.273	.354	.326	.827	.834
	鼓励学习	.390	.379	.396	.342	.296	.314
	适才适所	.370	.354	.376	.324	.343	.362
	技巧传授	.398	.385	.404	.349	.327	.346
	提供研习	.414	.402	.422	.366	.338	.356
Residual(a)	绩效奖惩		-.048	-.050	-.115	.008	.004
	加班补偿	-.048		-.036	-.081	-.001	-.011
	工作津贴	-.050	-.036		-.056	-.008	.004
	联谊餐叙	-.115	-.081	-.056		-.007	.007
	设备改善	.008	-.001	-.008	-.007		-.065
	接纳建言	.004	-.011	.004	.007	-.065	
	领导风格	-.005	.003	.004	.003	-.064	-.049
	创意环境	-.004	.028	-.006	-.023	-.052	-.057
	鼓励学习	.014	.028	.007	-.058	.024	.021
	适才适所	.020	-.048	.012	.028	.003	-.016
	技巧传授	-.004	.007	-.005	.003	-.013	.003
	提供研习	-.039	.009	-.014	.041	-.009	-.013

【说明】

表 6-11 为再制相关矩阵,包含变量间的再制相关系数矩阵及相关系数残差值矩阵,其数据由上述未转轴前因素负荷量矩阵再制而得。在上半部再制相关系数矩阵中,对角线标示数字中加注“(b)”符号的数值,就是该变量最后的共同性估计值。下半部的残差矩阵,是任两个变量间实际的相关系数与再制相关系数的差异值,称为残差值,残差值愈小,表示因素分析结果愈佳,残差值愈大,表示分析结果越不理想。

表 6-12 Rotated Component Matrix(a)

	Component		
	1	2	3
技巧传授	.899	.174	.207
提供研习	.890	.183	.227
鼓励学习	.876	.141	.210
适才适所	.865	.204	.177
领导风格	.162	.895	.133
创意环境	.175	.885	.167
接纳建言	.181	.879	.147
设备改善	.155	.871	.177

续表

	Component		
	1	2	3
加班补偿	.203	.100	.894
工作津贴	.209	.191	.883
绩效奖惩	.218	.157	.842
联谊餐叙	.164	.180	.820

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.
a　Rotation converged in 4 iterations.

【说明】

表6-12为转轴后的因素负荷量矩阵,转轴方法采用直交转轴之最大变异法(Varimax),转轴时使用内定Kaiser正态化(Kaiser Normalization)之最大变异法,转轴总共经过4次迭代运算的过程才达到聚合的程度,表中的系数是因素结构矩阵,是变量与因素之间的相关系数矩阵,系数值也就是因素负荷量。由于在[选项]次指令设定各因素的因素负荷量由高至低排序,所以报表会将在同一共同因素上因素负荷量较高的变量归类在一起。

三个共同因素中,第一个共同因素包括技巧传授、提供研习、鼓励学习、适才适所四个题项;第二个共同因素包括领导风格、创意环境、接纳建言、设备改善四个题项;第三个共同因素包括加班补偿、工作津贴、绩效奖惩、联谊餐叙。第一个因素四个题项所测得的共同特质为促成专业成长,因素命名为专业成长;第二个因素四个题项所测得的共同特质为健全组织环境,因素命名为健全组织;第三个因素四个题项所测得的共同特质为福利措施的改善,因素命名为福利措施。

表6-13　Component Transformation Matrix

Component	1	2	3
1	.604	.558	.569
2	-.356	.828	-.434
3	-.713	.059	.699

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

【说明】

表6-13为因素转换矩阵(Component Transformation Matrix),根据此矩阵与未转轴的因素矩阵,可以估算转轴后因素矩阵。

6.2　激励策略量表中验证性因素分析的应用

为了验证在探索性因素分析中的因素结构模型是否与实际数据适配,研究者以“激励策略量表”为工具,重新取样,同样采取分层随机取样方式,选取大型学校兼行政人员80名、中型学校兼行政人员60名、小型学校兼行政人员60名,合计有效样本200位。请问研究者所建构的激励策略量表因素理论模型是否可以得到支持?

激励策略量表验证性因素分析之概念模型图如图6-2:

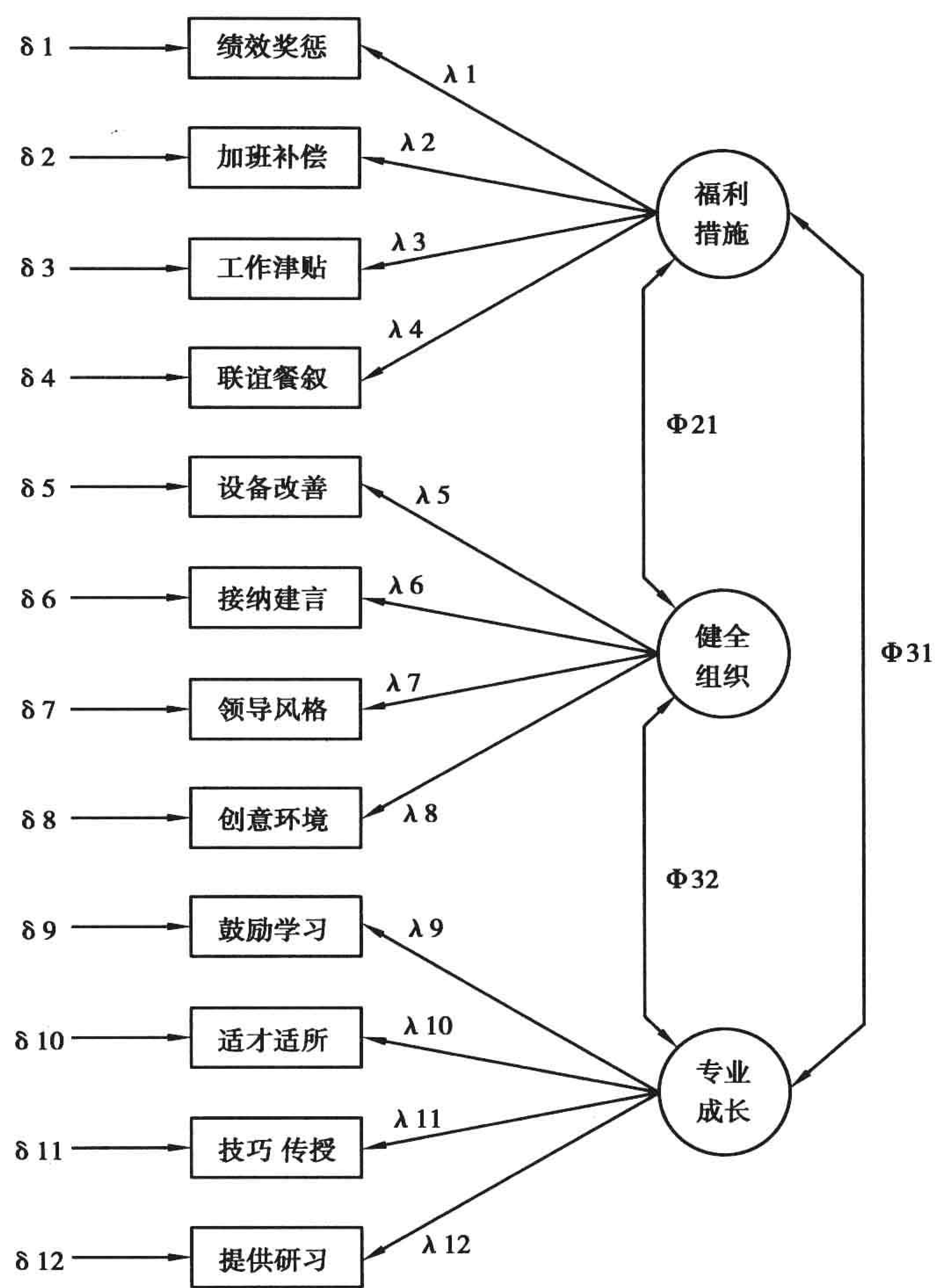


图 6-2

语法程序

观察变量与潜在变量直接键入中文

```
Title“激励策略量表”验证性因素分析
Observed Variables:
绩效奖惩  工作津贴  加班补偿  联谊餐叙
设备改善  接纳建言  领导风格  创意环境
鼓励学习  适才适所  技巧传授  提供研习
Raw Data From File d:/cfa/moti. dat
Sample Size =200
Latent Variables:
福利措施  健全组织  专业成长
Rationships:
绩效奖惩  工作津贴  加班补偿  联谊餐叙 = 福利措施
设备改善  接纳建言  领导风格  创意环境 = 健全组织
```

```
鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习 = 专业成长
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

【说明】

以[Lisrel Output]界定输出报表输出的格式,其后面的次指令研究者可根据实际的需要键入。原程序中以[Rationships:]指令界定测量模型,如改为[Paths:]指令,语法如下:

```
福利措施→绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙
健全组织→设备改善　接纳建言　领导风格　创意环境
专业成长→鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习
```

观察变量与潜在变量以英文简称代替

```
! Motivation Strategy Confirmatory Factor Analysis
Observed Variables:
w1 w2 w3 w4 e1 e2 e3 e4 p1 p2 p3 p4
Raw Data From File d:/cfa/moti. dat
Sample Size = 200
Latent Variables:
welf envi prof
Rationships:
w1 w2 w3 w4          = welf
e1 e2 e3 e4          = envi
p1 p2 p3 p4          = prof
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

以 SIMPLIS 的报表输出之语法程序

```
Title"激励策略量表"验证性因素分析
Observed Variables:
绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙
设备改善　接纳建言　领导风格　创意环境
鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习
Raw Data From File d:/cfa/moti. dat
Sample Size = 200
Latent Variables:
福利措施　健全组织　专业成长
Rationships:
绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙 = 福利措施
设备改善　接纳建言　领导风格　创意环境 = 健全组织
鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习 = 专业成长
Path diagram
Options:RS SC MI ND = 3 IT = 100
End of Problem
```

【说明】

结果输出中直接采用 SIMPLIS 的报表格式,并增列残差数据(RS)、完全标准化解值(SC)、修正指标值(MI)、数字的小数点界定到小数第三位(ND=3),迭代的次数设定为100(IT=100)。

报表结果

LISREL 所输出的概念模型图如图 6-3:

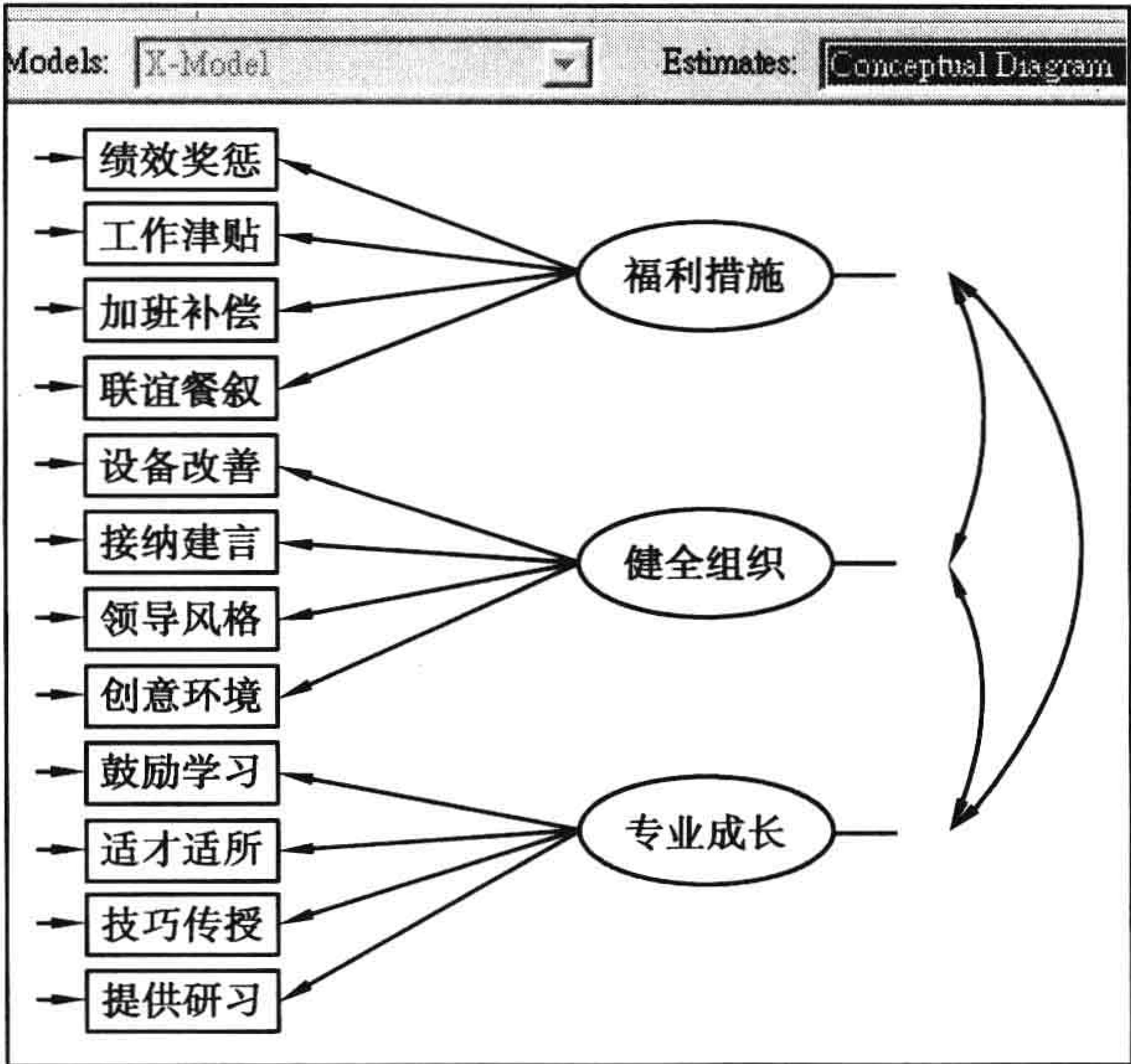


图 6-3

```
The following lines were read from file D:\cfa\moti.spj:
Observed Variables:
w1 w2 w3 w4 e1 e2 e3 e4 p1 p2 p3 p4
Raw Data From File d:/cfa/moti.dat
Sample Size = 200
Latent Variables:
welf envi prof
Rationships:
w1 w2 w3 w4     = welf
e1 e2 e3 e4     = envi
p1 p2 p3 p4     = prof
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

【说明】

在 LISREL 的输出报表中,首先出现 SIMPLIS 语法程序文件名,扩展名为 *.spj,之后会重复呈现研究者输入的语法程序,若是语法、变量有错误,会于此部分将问题显示出来,若是模型无法聚合或收敛,则会出现提示窗口。

表 6-14　! Motivation Strategy Confirmatory Factor Analysis

Covariance Matrix

	w1	w2	w3	w4	e1	e2
w1	0.931					
w2	0.577	0.741				
w3	0.529	0.482	0.673			
w4	0.477	0.411	0.396	0.748		
e1	0.352	0.347	0.336	0.301	0.566	
e2	0.336	0.280	0.304	0.288	0.289	0.574
e3	0.291	0.294	0.262	0.252	0.277	0.328
e4	0.303	0.327	0.289	0.256	0.298	0.297
p1	0.425	0.422	0.372	0.343	0.317	0.309
p2	0.417	0.372	0.363	0.351	0.303	0.314
p3	0.423	0.418	0.360	0.353	0.330	0.309
p4	0.383	0.392	0.358	0.351	0.336	0.313

Covariance Matrix(continued)

	e3	e4	p1	p2	p3	p4
e3	0.576					
e4	0.361	0.549				
p1	0.275	0.322	0.851			
p2	0.299	0.304	0.514	0.837		
p3	0.346	0.354	0.530	0.572	0.788	
p4	0.328	0.345	0.461	0.465	0.533	0.685

【说明】

表 6-14 为 12 个观察变量的协方差矩阵，协方差矩阵常称为 S 矩阵（由总体样本推导而来），若是研究者不是以原始数据来分析，而是以协方差矩阵为文件，则语法程序变为如下。协方差矩阵如果另外存档，如存在 C 盘“DATA”文件夹下，名为 moti. cov，则第四行[Covariance Matrix]更改为：

[Covariance Matrix From File c:/data/moti. cov]。

[moti. cov]的协方差矩阵文件如下：

```
0.931
0.577 0.741
0.529 0.482 0.673
0.477 0.411 0.396 0.748
0.352 0.347 0.336 0.301 0.566
0.336 0.280 0.304 0.288 0.289 0.574
0.291 0.294 0.262 0.252 0.277 0.328 0.576
0.303 0.327 0.289 0.256 0.298 0.297 0.361 0.549
0.422 0.425 0.372 0.343 0.317 0.309 0.275 0.322 0.851
0.417 0.372 0.363 0.351 0.303 0.314 0.299 0.304 0.514 0.837
0.423 0.418 0.360 0.353 0.330 0.309 0.346 0.354 0.530 0.572 0.788
0.383 0.392 0.358 0.351 0.336 0.313 0.328 0.345 0.461 0.465 0.533 0.685
```

上述数据分析中有效样本数为 200 个。直接将协方差矩阵置于 SIMPLIS 语法程序中，其语法程序如下：

```
! Motivation Strategy Confirmatory Factor Analysis
Observed Variables:
w1 w2 w3 w4 e1 e2 e3 e4 p1 p2 p3 p4
Covariance Matrix
0.931
0.577 0.741
0.529 0.482 0.673
0.477 0.411 0.396 0.748
0.352 0.347 0.336 0.301 0.566
0.336 0.280 0.304 0.288 0.289 0.574
0.291 0.294 0.262 0.252 0.277 0.328 0.576
0.303 0.327 0.289 0.256 0.298 0.297 0.361 0.549
0.422 0.425 0.372 0.343 0.317 0.309 0.275 0.322 0.851
0.417 0.372 0.363 0.351 0.303 0.314 0.299 0.304 0.514 0.837
0.423 0.418 0.360 0.353 0.330 0.309 0.346 0.354 0.530 0.572 0.788
0.383 0.392 0.358 0.351 0.336 0.313 0.328 0.345 0.461 0.465 0.533 0.685
Sample Size = 200
Latent Variables:
welf envi prof
Rationships:
w1 w2 w3 w4        = welf
e1 e2 e3 e4        = envi
p1 p2 p3 p4        = prof
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 3 iteration = 100
End of Problem
```

! Motivation Strategy Confirmatory Factor Analysis

Parameter Specifications

表 6-15 LAMBDA-X

	welf	envi	prof
w1	1	0	0
w2	2	0	0
w3	3	0	0
w4	4	0	0
e1	0	5	0
e2	0	6	0
e3	0	7	0
e4	0	8	0
p1	0	0	9
p2	0	0	10
p3	0	0	11
p4	0	0	12

PHI

	welf	envi	prof
welf	0		
envi	13	0	
prof	14	15	0

THETA-DELTA

w1	w2	w3	w4	e1	e2
16	17	18	19	20	21

THETA-DELTA(continued)

e3	e4	p1	p2	p3	p4
22	23	24	25	26	27

【说明】

上列数据为所有估计的参数,共有 27 个,其中观察变量(LAMBDA-X)(外衍变量的测量变量)数目有 12 个,潜在因素与潜在因素间相关 Φ(PHI)系数变量数目有 3 个,观察变量的测量误差 δ(DELTA)项有 12 个,所有估计的参数 = 12 + 3 + 12 = 27。

! Motivation Strategy Confirmatory Factor Analysis

Number of Iterations = 6

【说明】

上为迭代运算的次数,经过 6 次迭代运算模型达到聚合,若是模型无法聚合或收敛,则会出现警告讯息。

表 6-16 LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

LAMBDA-X

	welf	envi	prof
w1	0.784	- -	- -
	(0.058)		
	13.404		
w2	0.723	- -	- -
	(0.051)		
	14.086		
w3	0.670	- -	- -
	(0.050)		
	13.507		
w4	0.597	- -	- -
	(0.056)		
	10.668		
e1	- -	0.535	- -
		(0.049)	
		10.940	
e2	- -	0.543	- -
		(0.049)	
		11.048	
e3	- -	0.570	- -
		(0.048)	
		11.781	

续表

	welf	envi	prof
e4	- -	0.578	- -
		(0.047)	
		12.419	
p1	- -	- -	0.694
			(0.058)
			12.060
p2	- -	- -	0.715
			(0.056)
			12.739
p3	- -	- -	0.773
			(0.051)
			15.010
p4	- -	- -	0.685
			(0.049)
			13.871

PHI

	welf	envi	prof
welf	1.000		
envi	0.770	1.000	
	(0.042)		
	18.176		
prof	0.757	0.801	1.000
	(0.040)	(0.038)	
	18.726	20.805	

THETA-DELTA

w1	w2	w3	w4	e1	e2
0.317	0.219	0.224	0.391	0.279	0.279
(0.041)	(0.031)	(0.030)	(0.044)	(0.033)	(0.033)
7.674	7.137	7.601	8.912	8.443	8.396

THETA-DELTA(continued)

e3	e4	p1	p2	p3	p4
0.251	0.215	0.370	0.326	0.191	0.216
(0.031)	(0.028)	(0.043)	(0.039)	(0.029)	(0.028)
8.029	7.630	8.623	8.340	6.686	7.689

【说明】

表 6-16 为采用最大概似法(Maximum Likelihood，ML 法)估计上述 27 个参数的数

据，每个参数估计的结果包括三部分，第一行为参数估计原始数值（非标准化数值），第二行为参数估计的标准误，第三行为参数估计显著性检验的 t 值。若是 t 值的绝对值大于 1.96，表示该估计参数达到 0.05 的显著水平；若是 t 值绝对值大于 2.58，表示该估计参数达到 0.01 的显著水平。参数估计的 t 值如果高于 1.96，表示参数具有统计上的意义。

12 个测量变量（LAMBDA-X）的原始参数估计值为非标准化的 λ 值，即测量变量在该因素构念的因素负荷量（factor loading），12 个观察变量原始参数估计值的显著性检验之 t 值远大于 1.96，表示 12 个参数均达到显著水平。

PHI（Φ）参数估计值以矩阵方式（Φ 矩阵）表示，为三个潜在外因变量（ξ）之间的相关，由于各潜在变量的方差被设定为 1，因而对角线的数值均为 1，对角线下三角形区域的第一个参数为标准化的参数，也就是潜在变量之间的相关系数，潜在变量福利措施（welf）、健全组织（envi）、专业成长（prof）间的相关分别为 0.770，0.757，而潜在变量健全组织（envi）与专业成长（prof）间的相关为 0.801，三个潜在变量间的相关系数均达显著水平。

[THETA-DELTA]（θ_δ 矩阵）为 12 个测量变量的测量残差变异量估计值，即观察变量的测量误差，12 个测量误差值的显著性检验也均达 0.05 的显著水平，而其估计标准误的数值均很小，表示无模型界定错误的问题。

各参数估计显著性检验的 t 值模型图如下，图中呈现的数据为 t 检验值的大小，均大于 1.96，表示各估计参数均达显著水平，模型的内在品质佳。

以上数据在 SIMPLIS 的输出格式中为测量方程式中的数据。

原始估计之参数数据如下，指标变量的左边为测量误差（THETE-DELTA），中间为非标准化估计值（LAMBDA-X），右边为三个因素构念间的相关系数（PHI）。

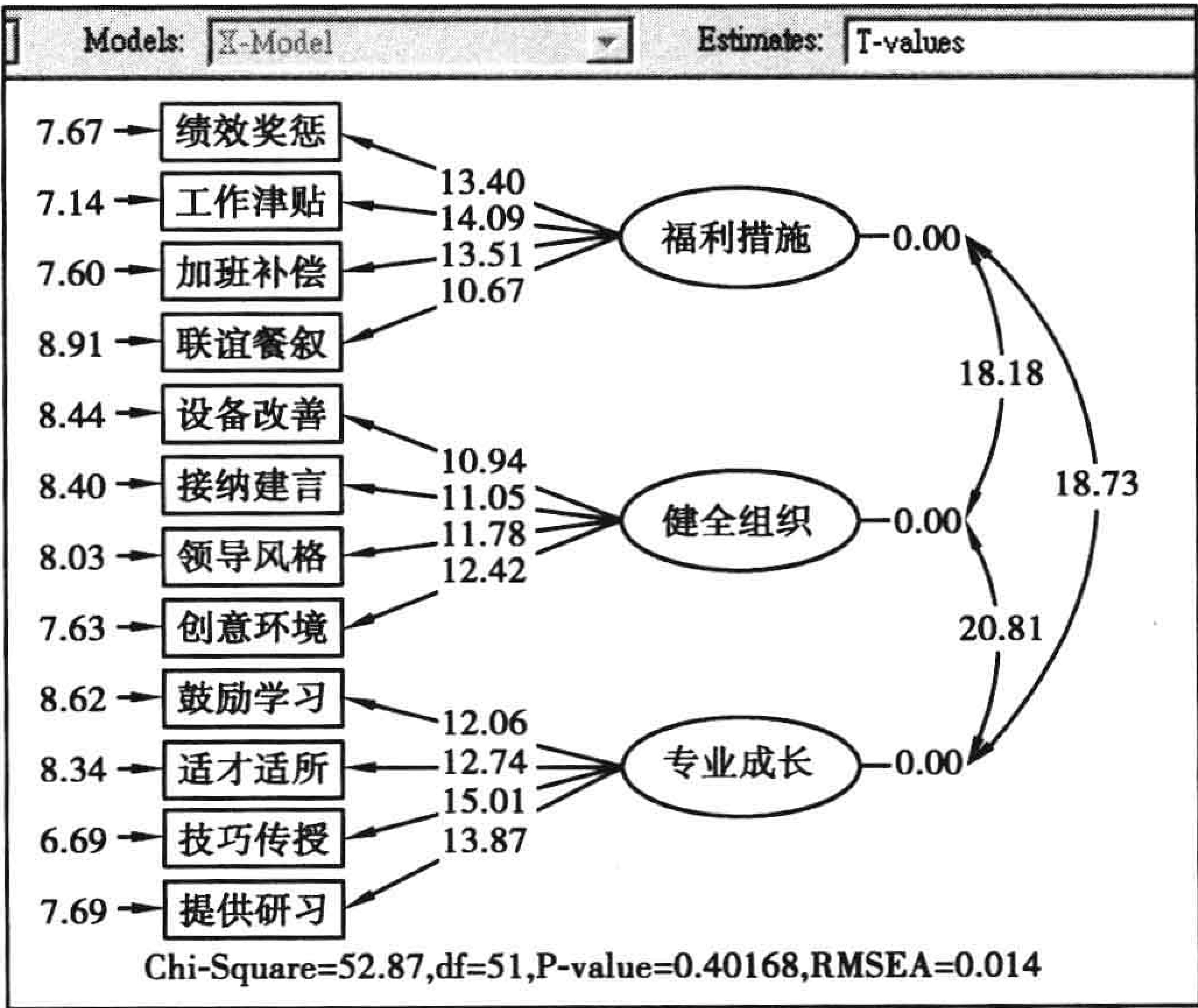


图 6-4

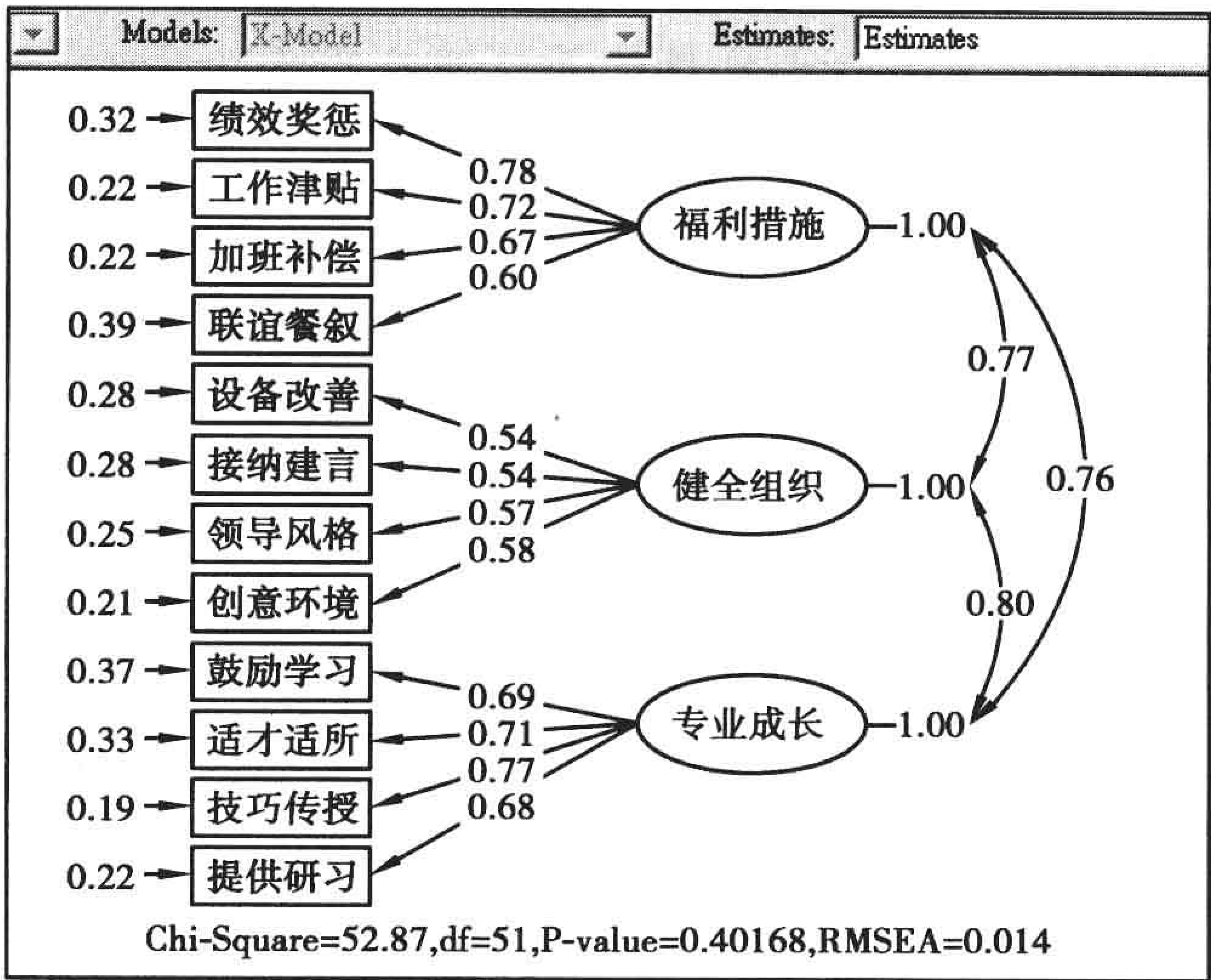


图 6-5

表 6-17 Squared Multiple Correlations for X-Variables

w1	w2	w3	w4	e1	e2
0. 660	0. 705	0. 666	0. 477	0. 506	0. 514

Squared Multiple Correlations for X-Variables (continued)

e3	e4	p1	p2	p3	p4
0. 564	0. 608	0. 566	0. 610	0. 757	0. 684

【说明】

表 6-17 数据为观察变量(X 变量)的多元相关的平方,与复回归中的性质相同,表示个别观察变量被其潜在变量解释的变异量,此解释变异量的数值也就是个别测量变量的信度系数,其中除了联谊餐叙(w4)被其潜在变量福利措施(welf)解释的变异量低于 0. 50 外,其余个别测量变量的信度系数都在 0. 50 以上。三个潜在变量的平均抽取变异量分别为 0. 6270,0. 5483,0. 6543,均大于 0. 50,表示模型的内在品质佳(潜在变量的平均抽取变异量由下面完全标准化解值中数据计算而来)。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 51
Minimum Fit Function Chi-Square = 50. 923 (P = 0. 477)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 52. 872 (P = 0. 402)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 1. 872
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0. 0;23. 377)
Minimum Fit Function Value = 0. 256
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0. 00941
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0. 0;0. 117)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0. 0136
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0. 0;0. 0480)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA <0.05) =0.962
Expected Cross-Validation Index (ECVI) =0.537
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.528;0.645)
ECVI for Saturated Model =0.784
ECVI for Independence Model =7.240
Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom =1416.745
Independence AIC =1440.745
Model AIC =106.872
Saturated AIC =156.000
Independence CAIC =1492.324
Model CAIC =222.927
Saturated CAIC =491.269
Normed Fit Index (NFI) =0.964
Non-Normed Fit Index (NNFI) =1.000
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) =0.745
Comparative Fit Index (CFI) =1.000
Incremental Fit Index (IFI) =1.000
Relative Fit Index (RFI) =0.953
Critical N (CN) =303.436
Root Mean Square Residual (RMR) =0.0229
Standardized RMR =0.0337
Goodness of Fit Index (GFI) =0.958
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) =0.935
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) =0.626

【说明】

上列数据为整体模型适配度的检验的指标。

将上述的数据与模型检验的判断标准整理如表6-18:

表6-18

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
绝对适配度指数			
χ^2 值	p>0.05(未达显著水平)	52.872(p>0.05)	是
RMR 值	<0.05	0.023	是
SRMR 值	≤0.05	0.034	是
RMSEA 值	<0.08(若<0.05 优良;<0.08 良好)	0.014	是
GFI 值	>0.90 以上	0.958	是
AGFI 值	>0.90 以上	0.935	是
Q-plot 的残差分布图	成直线且角度 大于45度	成直线但角度 略小于45度	否
增值适配度指数			
NFI 值	>0.90 以上	0.964	是
RFI 值	>0.90 以上	0.953	是
IFI 值	>0.90 以上	1.000	是
TLI 值(NNFI 值)	>0.90 以上	1.000	是
CFI 值	>0.90 以上	1.000	是
简约适配度指数			

续表

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
PNFI 值	>0.50 以上	0.745	是
PGFI 值	>0.50 以上	0.626	是
CN 值	>200	303.436	是
χ^2 自由度比	<2.00	52.872 ÷ 51 = 1.037	是

表 6-18 中 χ^2 值在自由度等于 51 时，其数值等于 52.872，p = 0.402 > 0.05，表示未达 0.05 显著水平，应接受虚无假设，研究者所提的激励策略量表之因素构念假设模型与实际数据可以契合。再从其他整体适配度指标来看，除标准化残差值分布之 Q-plot 图未达检验标准，其余评鉴指标均达到模型可接受的标准值，其中 RMSEA 值等于 0.014、RMR 值等于 0.023、SRMR 值等于 0.034、GFI 值等于 0.958、AGFI 值等于 0.935、NFI 值等于 0.964、NNFI 值等于 1.000、CFI 值等于 1.000、IFI 值等于 1.000、RFI 值等于 0.953、CN 值等于 303.436，可见整体模型的适配度非常理想。理论模型的 CAIC 值等于 222.927，小于饱和模型的 CAIC 值（ = 491.269），也小于独立式模型的 CAIC 值（ = 1492.324）；而理论模型的 AIC 值等于 106.872，小于饱和模型的 AIC 值（ = 156.000），也小于独立式模型的 AIC 值（222.927），达到模型可接受的标准。而理论模型的 ECVI 值等于 0.537，小于饱和模型的 ECVI 值（0.784），且小于独立模型的 ECVI 值（7.240），表示模型可以接受。

表 6-19　Standardized Residuals

	w1	w2	w3	w4	e1	e2
w1	- -					
w2	0.901	- -				
w3	0.298	-0.256	- -			
w4	0.469	-1.325	-0.244	- -		
e1	1.083	2.172	2.651	1.914	- -	
e2	0.320	-0.976	1.078	1.342	-0.103	- -
e3	-2.127	-1.087	-1.532	-0.361	-1.986	1.307
e4	-1.964	0.290	-0.469	-0.404	-0.900	-1.303
p1	0.310	1.658	0.747	0.850	0.721	0.260
p2	-0.231	-0.707	0.022	0.858	-0.150	0.104
p3	-1.450	-0.196	-1.525	0.138	-0.068	-1.308
p4	-0.926	0.809	0.527	1.495	1.979	0.735

Standardized Residuals(continued)

	e3	e4	p1	p2	p3	p4
e3	- -					
e4	2.784	- -				
p1	-1.624	0.036	- -			
p2	-1.101	-1.179	0.896	- -		
p3	-0.346	-0.221	-0.475	1.772	- -	
p4	0.787	1.497	-0.936	-1.815	0.486	- -

【说明】

表6-19 数据为标准化残差值,其中有两个绝对值大于2.58(亦有学者采用绝对值1.96为判别标准,在 SIMPLIS 输出的残差值统计量中,将绝对值2.58 以上者归类为较大的标准化残差值),表示模型中有叙列误差的情形,模型个别参数中有界定错误或不良适配的状况,但此情况不严重。标准化适配残差值可作为模型内在品质的判断指标之一。

Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = -2.127
Median Standardized Residual =   0.000
Largest Standardized Residual =   2.784

【说明】

上表数据简要呈现最大标准化适配残差值、最小标准化适配残差值、中位数标准化适配残差值,其数值分别为2.784,0.000,-2.127。

```
Stemleaf Plot
-2|100
-1|86555
-1|3332110
-0|999755
-0|4433222211100000000000000
 0|1133333
 0|555777888999
 1|1133
 1|55789
 2|02
 2|78
```

【说明】

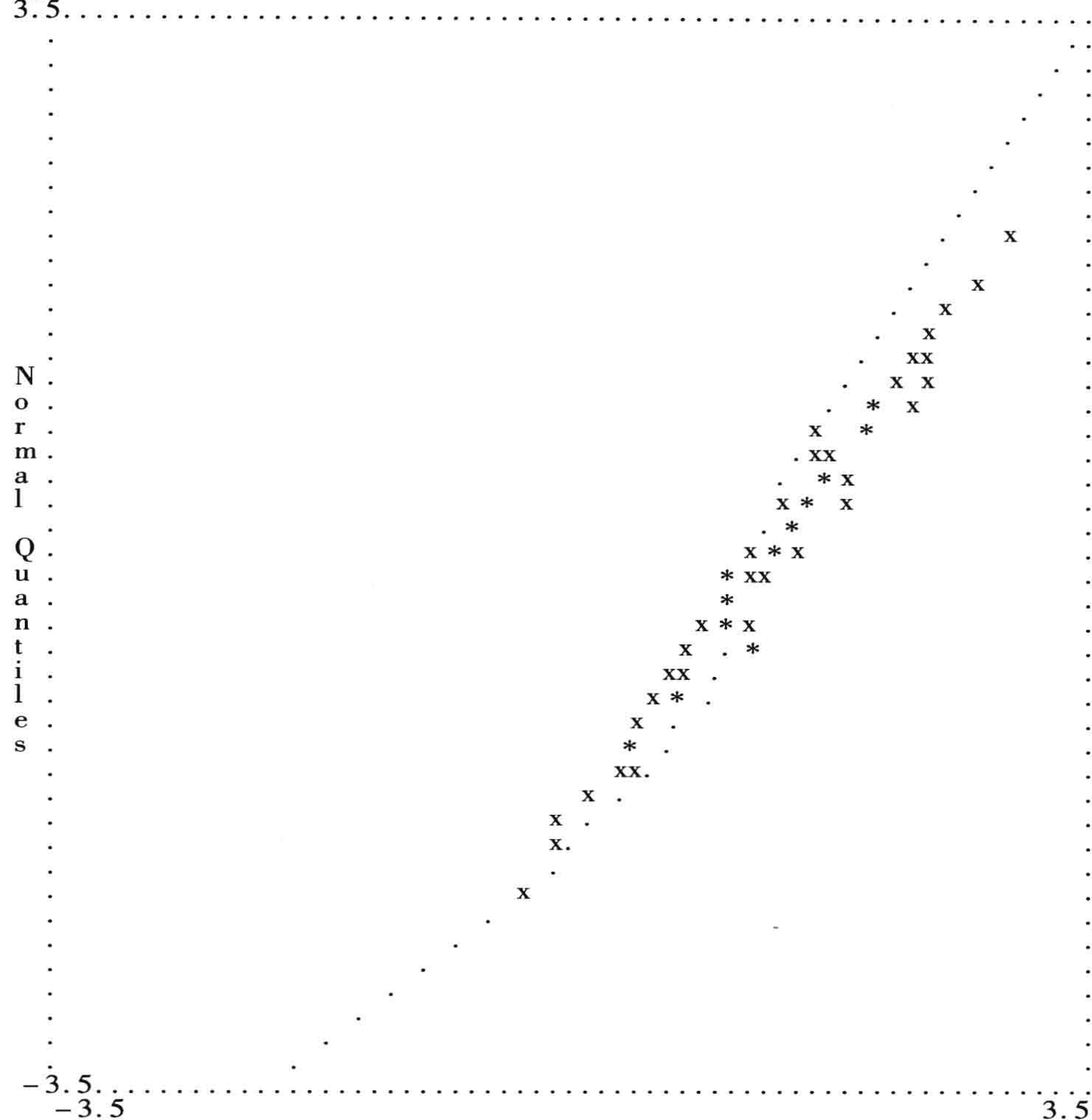
上表为标准化适配残差值的茎叶图。"|"直短线表示小数点,左边的数字为个位数、右边为小数第一位,如"2|78"表示有两个标准化残差适配残差值,其数值分别为2.7(2.651四舍五入值)、2.8(2.784 四舍五入值)。

表6-20　Largest Positive Standardized Residuals

Residual for	e1	and	w3	2.651
Residual for	e4	and	e3	2.784

【说明】

上表为正的标准化适配残差值大于2.58 的数据,由于负的标准化适配残差值的绝对值没有大于2.58 者,故没有呈现出来。



【说明】

上图为标准化适配残差值之正态概率图(normal probability plot),图中显示大部分的标准化适配残差值刚好沿著45°对角线分布,但分布图的角度则小于45°,若是从标准化适配残差值之正态概率图来判别,模型的整体适配度欠佳。

! Motivation Strategy Confirmatory Factor Analysis

Modification Indices and Expected Change

表 6-21 Modification Indices for LAMBDA-X

	welf	envi	prof
w1	- -	2.647	1.746
w2	- -	0.074	0.349
w3	- -	0.270	0.058
w4	- -	1.100	1.469
e1	10.453	- -	1.721
e2	0.230	- -	0.040

续表

	welf	envi	prof
e3	5.510	- -	1.095
e4	1.207	- -	0.000
p1	1.862	0.002	- -
p2	0.088	1.214	- -
p3	2.900	1.732	- -
p4	0.863	5.979	- -

Expected Change for LAMBDA-X

	welf	envi	prof
w1	- -	-0.166	-0.123
w2	- -	0.024	0.049
w3	- -	0.045	-0.019
w4	- -	0.104	0.110
e1	**0.288**	- -	0.129
e2	0.043	- -	-0.020
e3	-0.209	- -	-0.103
e4	-0.095	- -	0.000
p1	0.124	-0.004	- -
p2	-0.026	-0.116	- -
p3	-0.137	-0.129	- -
p4	0.071	0.226	- -

No Non-Zero Modification Indices for PHI

Modification Indices for THETA-DELTA

	w1	w2	w3	w4	e1	e2
w1	- -					
w2	0.812	- -				
w3	0.089	0.065	- -			
w4	0.220	1.756	0.060	- -		
e1	0.020	0.531	2.191	0.370	- -	
e2	0.893	4.328	1.119	1.158	0.011	- -
e3	0.634	0.004	1.077	0.009	3.945	1.708
e4	1.913	1.334	0.104	0.666	0.809	1.697
p1	0.037	1.537	0.062	0.058	0.124	0.227
p2	0.513	1.762	0.184	0.326	0.192	0.588
p3	0.022	0.196	1.893	0.080	0.495	1.987
p4	1.548	0.035	0.149	0.804	0.951	0.019

Modification Indices for THETA-DELTA(continued)

	e3	e4	p1	p2	p3	p4
e3	- -					
e4	7.748	- -				
p1	3.121	0.006	- -			
p2	0.201	1.207	0.803	- -		
p3	0.874	0.113	0.225	3.141	- -	
p4	0.412	0.859	0.876	3.295	0.236	- -

Maximum Modification Index is 10.45 for Element(5,1) of LAMBDA-X

【说明】

表6-21为各个参数的修正指标值,其中最大的修正指标值为10.45,如果修正指标值大于5,表示该残差值具有修正的必要,但模型修正应与理论或经验法则相契合,或重新抽取一组样本施测,以重新检验修正后新模型的适配情形。上述最大修正指标为χ_{X51},表示观察变量设备改善(e1)与潜在变量福利措施(welf)间可能有所关连,将此结构纳入模型当中,期望参数改变值为0.288。修正指标后的模型概念图如图6-6。

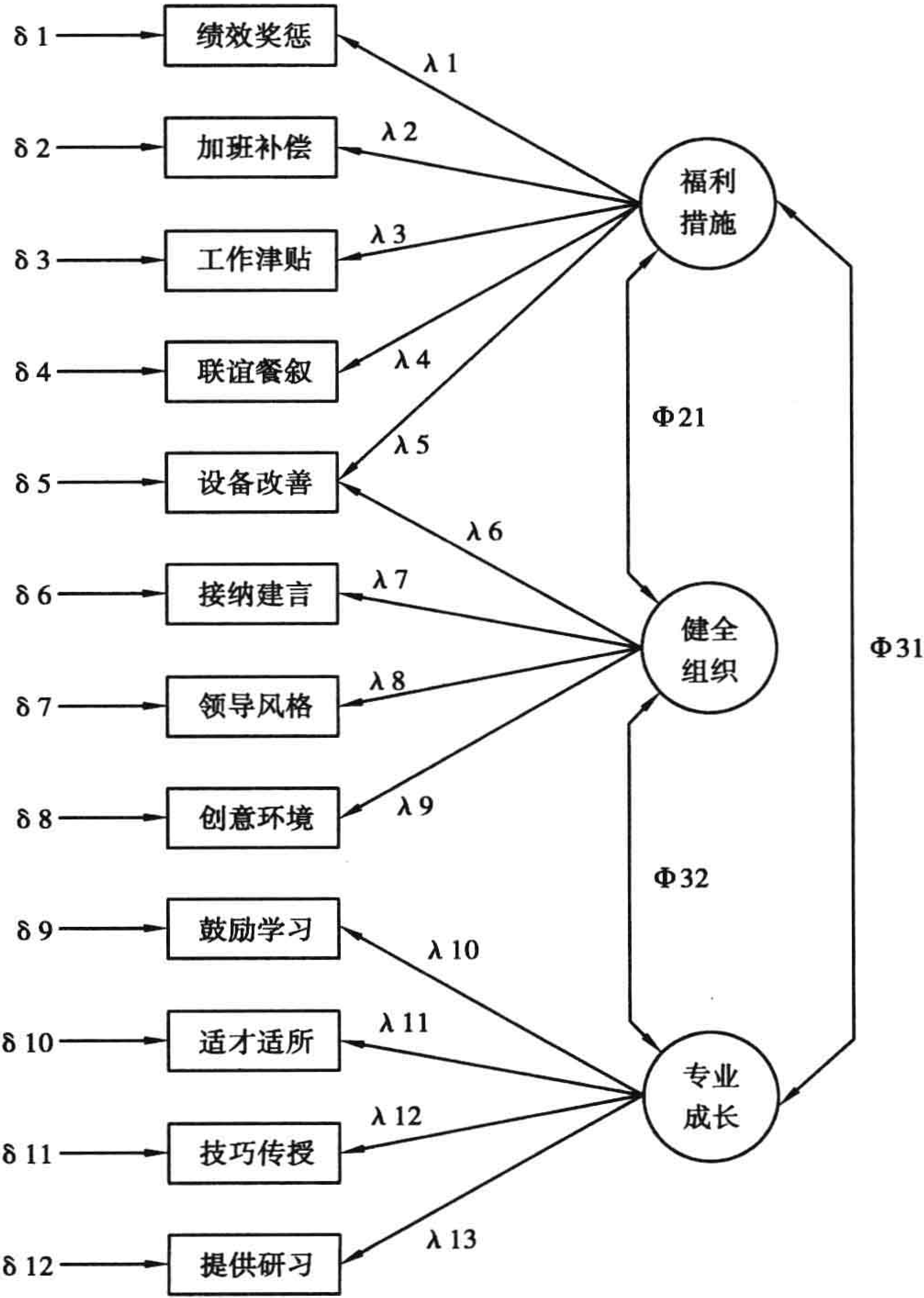


图6-6

LISREL 所输出的修正指标模型图如下，此模型图显示将设备改善同时作为福利措施潜在变量间的观察变量，可以减少卡方值 10.45，新的估计值为 0.29。

修正指标后的期望参数改变值的模型图如图 6-8：

在 LISREL 图示窗口中，若是选项为[估计值](Estimates)，则图示如下：

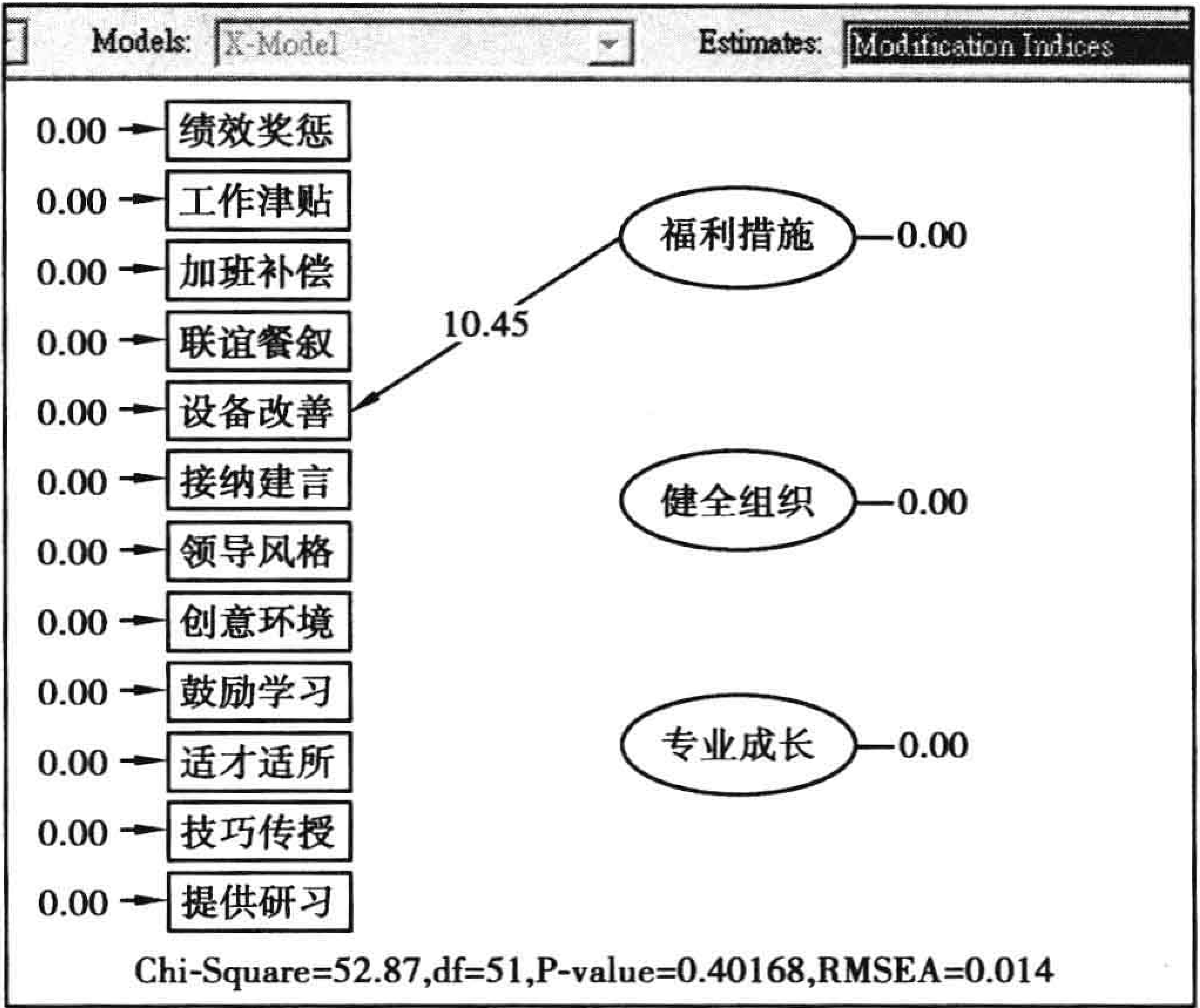


图 6-7

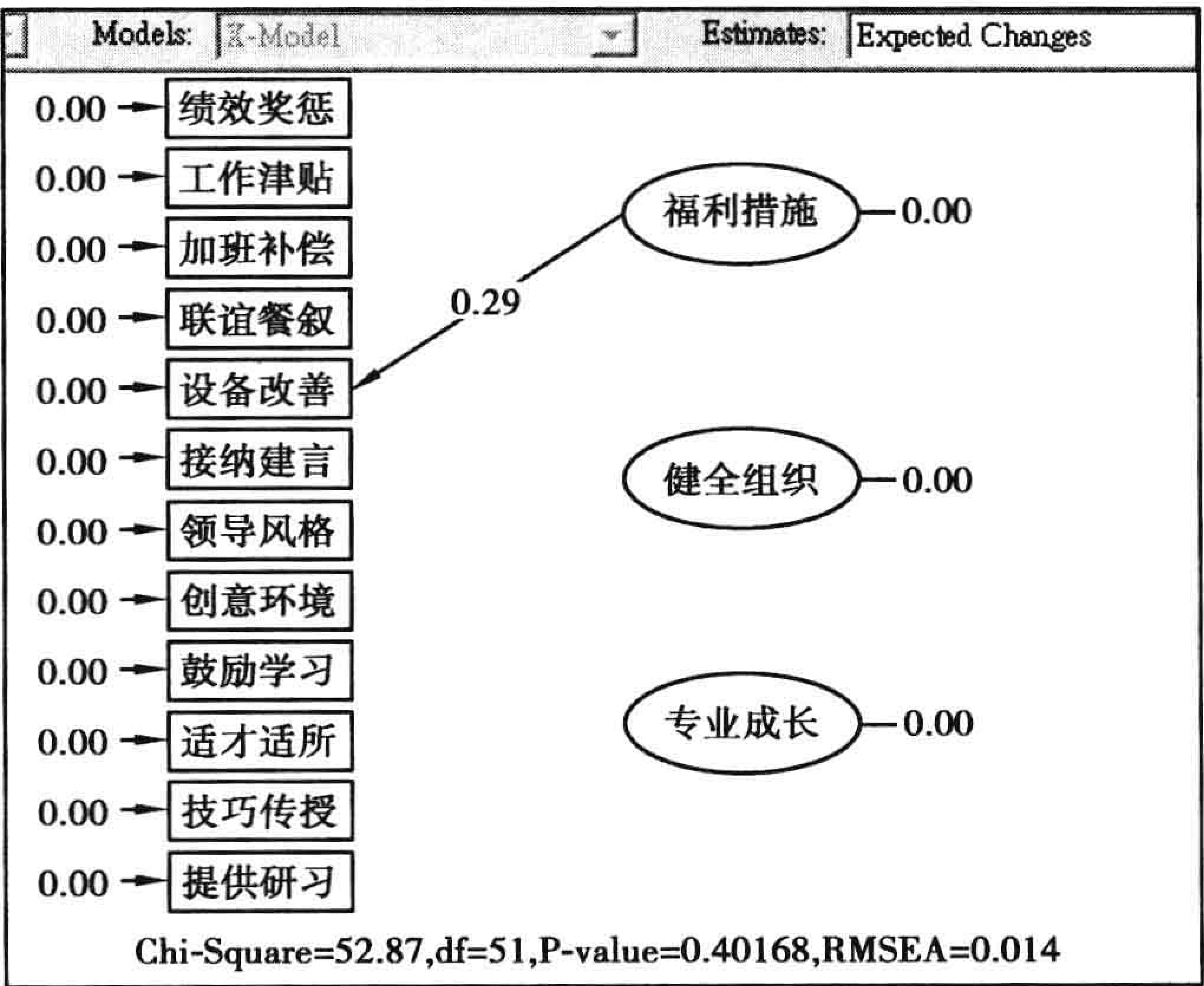


图 6-8

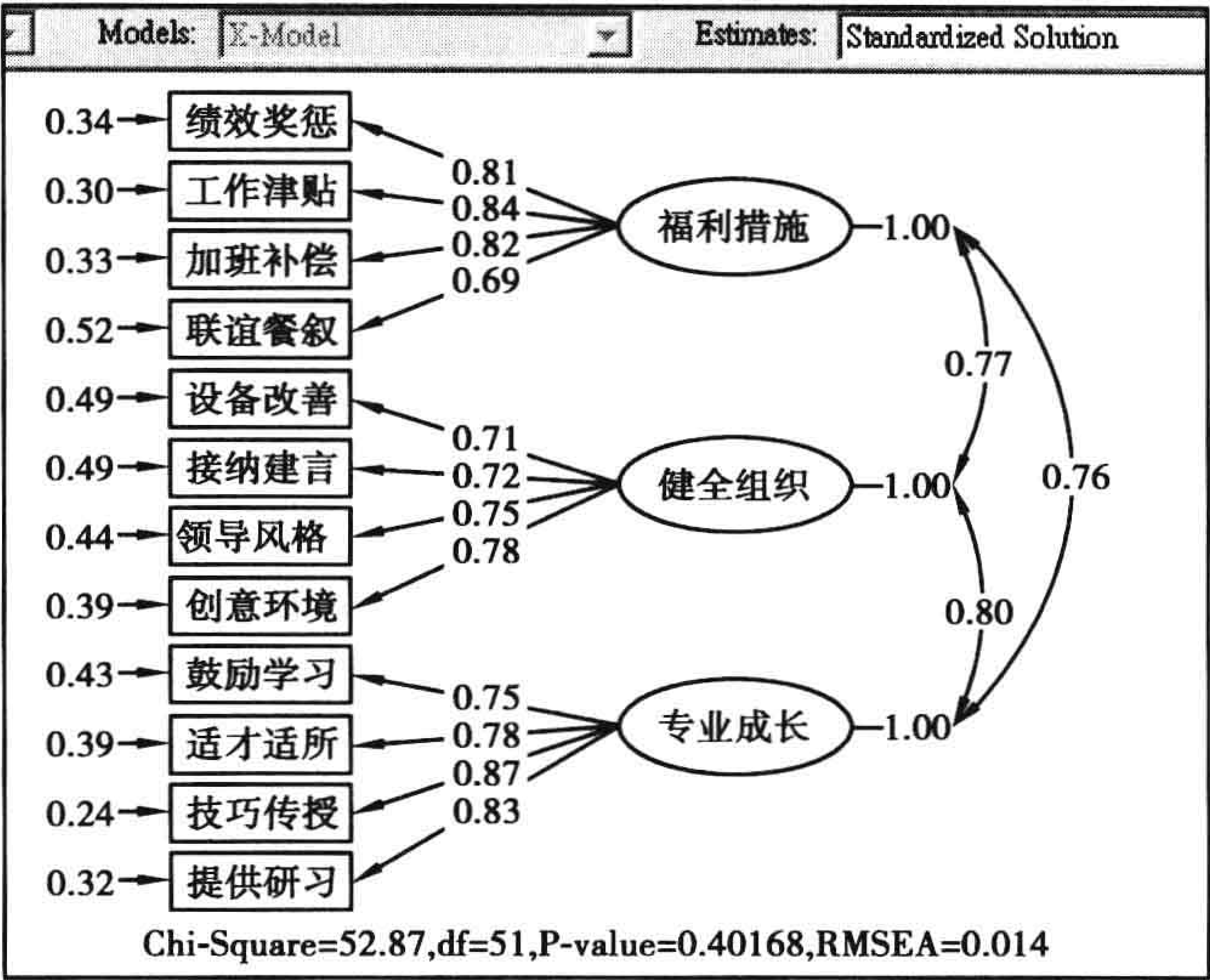


图 6-9

! Motivation Strategy Confirmatory Factor Analysis

Completely Standardized Solution

表 6-22　LAMBDA-X

	welf	envi	prof
w1	0.812	- -	- -
w2	0.839	- -	- -
w3	0.816	- -	- -
w4	0.691	- -	- -
e1	- -	0.712	- -
e2	- -	0.717	- -
e3	- -	0.751	- -
e4	- -	0.780	- -
p1	- -	- -	0.752
p2	- -	- -	0.781
p3	- -	- -	0.870
p4	- -	- -	0.827

【说明】

上表 LAMBDA-X 的完全标准化参数估计值(Completely Standardized Solution),即每个观察变量的因素负荷量,其数值在 0.691 至 0.870 之间,χ^2 值均高于 0.50,且小于 0.95,表示模型基本适配度佳。在完全标准化解值中,观察变量与潜在变量均被设定为标准化系数。

完全标准化系数估计值中可以计算出三个潜在变量的组合信度分别是:

$$\rho_{\zeta1}=\frac{(0.812+0.839+0.816+0.691)^2}{(0.812+0.839+0.816+0.691)^2+(0.340+0.295+0.334+0.523)}=0.8699$$

$$\rho_{\zeta2}=\frac{(0.712+0.717+0.751+0.780)^2}{(0.712+0.717+0.751+0.780)^2+(0.494+0.486+0.436+0.392)}=0.8289$$

$$\rho_{\zeta 3}=\frac{(0.752+0.781+0.870+0.827)^2}{(0.752+0.781+0.870+0.827)^2+(0.434+0.390+0.243+0.316)}=0.8830$$

潜在变量的组合信度(composite reliability)为模型内在品质的判别准则之一,此种检验方法又称为“建构信度”判别法,若是潜在变量的组合信度值在0.60以上,表示模型的内在品质理想。组合信度的公式如下:

$$\rho_c=\frac{(\sum\lambda)^2}{[(\sum\lambda)^2+\sum(\theta)]}=\frac{(\sum 标准化因素负荷量)^2}{[(\sum 标准化因素负荷量)^2+\sum(\theta)]}$$

上述公式符号中 ρ_c 为组合信度、λ 为观察变量在潜在变量上的完全标准化参数估计值、θ 为观察变量的测量误差。

此外,根据上列数据也可以计算出三个潜在变量的平均变异量抽取值,如果潜在变量的平均变异量抽取值大于0.50,表示模型的基本适配情形良好(内在品质佳)。潜在变量的平均变异量的估算公式如下:

$$\rho_v=\frac{(\sum\lambda^2)}{[(\sum\lambda^2)+\sum(\theta)]}=\frac{(\sum 标准化因素负荷量^2)}{[(\sum 标准化因素负荷量^2)+\sum(\theta)]}$$

表 6-23 PHI

	welf	envi	prof
Welf	1.000		
Envi	0.770	1.000	
prof	0.757	0.801	1.000

【说明】

上表为三个潜在变量(因素构念 ξ)间的相关矩阵(矩阵 Φ),对角线为潜在变量与自己的相关,故其相关系数均为1。

表 6-24 THETA-DELTA

w1	w2	w3	w4	e1	e2
0.340	0.295	0.334	0.523	0.494	0.486

THETA-DELTA(continued)

e3	e4	p1	p2	p3	p4
0.436	0.392	0.434	0.390	0.243	0.316

【说明】

表6-24THETA-DELTA 值为 θ_δ 矩阵,是影响外因观察变量的唯一性因素(测量误差值),其数值介于0.243至0.523之间。

模型契合度评鉴结果摘要表

表 6-25 激励策略量表验证性因素分析之基本适配度检验摘要表

评鉴项目	检验结果数据	模型适配判断
是否没有负的误差方差	均为正数	是
因素负荷量是否介于0.5至0.95之间	0.691 至 0.870	是
是否没有很大的标准误	0.028 至 0.058	是

表 6-26　激励策略量表验证性因素分析之模型内在品质检验摘要表

评鉴项目	检验结果数据	模型适配判断
所估计的参数均达到显著水平	t 值 6.686 至 18.176	是
个别项目的信度高于 0.50	一个 <0.50	否
潜在变量的平均抽取变异量大于 0.50	0.5483 至 0.6543	是
潜在变量的组合信度大于 0.60	0.8289 至 0.8830	是
标准化残差的绝对值小于 2.58	2 个 >2.58	否
修正指标小于 5.00	3 个大于 5.00	否

激励策略量表验证性因素分析标准化解值(Standard Solute)的模型图如图 6-10:

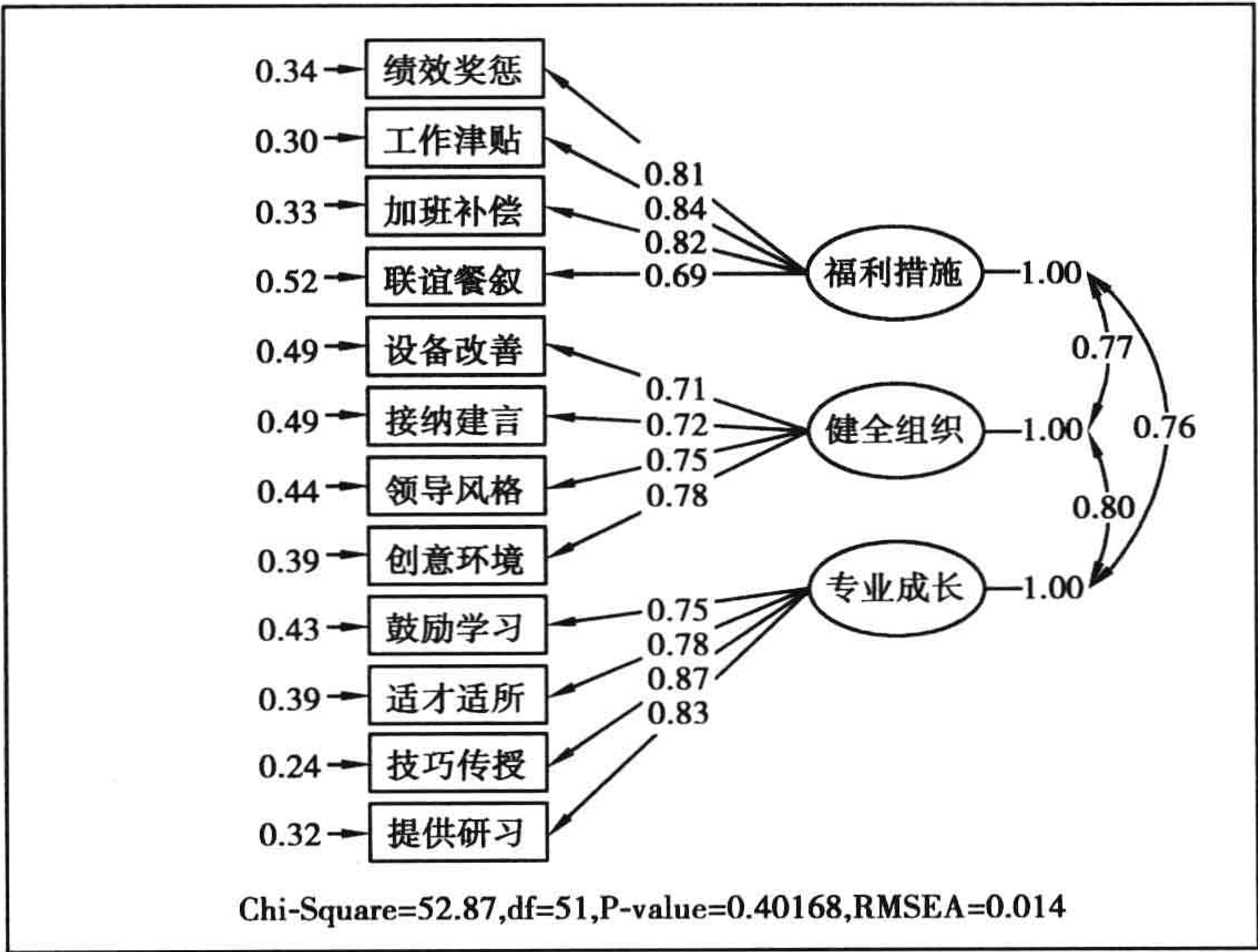


图 6-10

采取 SIMPLIS 的输出结果,其语法如下:

```
Title"激励策略量表"验证性因素分析
Observed Variables:
绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙
设备改善　接纳建言　领导风格　创意环境
鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习
Raw Data From File d:/cfa/moti.dat
Sample Size =200
Latent Variables:
福利措施　健全组织　专业成长
Rationships:
绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙 =福利措施
设备改善　接纳建言　领导风格　创意环境 =健全组织
鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习 =专业成长
Path diagram
Options: RS MI SC ND =3 IT =100
End of Problem
```

下面数据为其主要输出报表：

"激励策略量表"验证性因素分析

Covariance Matrix

	绩效奖惩	工作津贴	加班补偿	联谊餐叙	设备改善	接纳建言
绩效奖惩	0.93					
工作津贴	0.58	0.74				
加班补偿	0.53	0.48	0.67			
联谊餐叙	0.48	0.41	0.40	0.75		
设备改善	0.35	0.35	0.34	0.30	0.57	
接纳建言	0.34	0.28	0.30	0.29	0.29	0.57
领导风格	0.29	0.29	0.26	0.25	0.28	0.33
创意环境	0.30	0.33	0.29	0.26	0.30	0.30
鼓励学习	0.42	0.43	0.37	0.34	0.32	0.31
适才适所	0.42	0.37	0.36	0.35	0.30	0.31
技巧传授	0.42	0.42	0.36	0.35	0.33	0.31
提供研习	0.38	0.39	0.36	0.35	0.34	0.31

Covariance Matrix

	领导风格	创意环境	鼓励学习	适才适所	技巧传授	提供研习
领导风格	0.58					
创意环境	0.36	0.55				
鼓励学习	0.27	0.32	0.85			
适才适所	0.30	0.30	0.51	0.84		
技巧传授	0.35	0.35	0.53	0.57	0.79	
提供研习	0.33	0.34	0.46	0.46	0.53	0.68

【说明】

以上为12个指标变量导间的协方差矩阵，若以此矩阵为分析文件，则会获得同样结果，此矩阵即为总体样本导出的S矩阵。

```
"激励策略量表"验证性因素分析
Number of Iterations = 6
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
Measurement Equations
绩效奖惩 =0.78 * 福利措施, Errorvar. =0.32, R² =0.66
          (0.058)                     (0.041)
          13.40                        7.67
工作津贴 =0.72 * 福利措施, Errorvar. =0.22, R² =0.70
          (0.051)                     (0.031)
          14.09                        7.14
加班补偿 =0.67 * 福利措施, Errorvar. =0.22, R² =0.67
          (0.050)                     (0.030)
          13.51                        7.60
联谊餐叙 =0.60 * 福利措施, Errorvar. =0.39, R² =0.48
          (0.056)                     (0.044)
          10.67                        8.91
设备改善 =0.54 * 健全组织, Errorvar. =0.28, R² =0.51
```

　　　　　　(0.049)　　　　　　　　(0.033)
　　　　　　10.94　　　　　　　　　8.44
接纳建言 = 0.54 * 健全组织, Errorvar. = 0.28, R^2 = 0.51
　　　　　　(0.049)　　　　　　　　(0.033)
　　　　　　11.05　　　　　　　　　8.40
领导风格 = 0.57 * 健全组织, Errorvar. = 0.25, R^2 = 0.56
　　　　　　(0.048)　　　　　　　　(0.031)
　　　　　　11.78　　　　　　　　　8.03
创意环境 = 0.58 * 健全组织, Errorvar. = 0.21, R^2 = 0.61
　　　　　　(0.047)　　　　　　　　(0.028)
　　　　　　12.42　　　　　　　　　7.63
鼓励学习 = 0.69 * 专业成长, Errorvar. = 0.37, R^2 = 0.57
　　　　　　(0.058)　　　　　　　　(0.043)
　　　　　　12.06　　　　　　　　　8.62
适才适所 = 0.71 * 专业成长, Errorvar. = 0.33, R^2 = 0.61
　　　　　　(0.056)　　　　　　　　(0.039)
　　　　　　12.74　　　　　　　　　8.34
技巧传授 = 0.77 * 专业成长, Errorvar. = 0.19, R^2 = 0.76
　　　　　　(0.051)　　　　　　　　(0.029)
　　　　　　15.01　　　　　　　　　6.69
提供研习 = 0.68 * 专业成长, Errorvar. = 0.22, R^2 = 0.68
　　　　　　(0.049)　　　　　　　　(0.028)
　　　　　　13.87　　　　　　　　　7.69

【说明】

以上数据中,为 12 个测量方程式(因为有 12 个测量指标变量)。由于潜在变量是以标准化形式来表达(程序内定选项),其数字为原始估计值的回归系数或因素负荷量,以第一个绩效奖惩变量而言,其与潜在变量的相关为 0.78,此 0.78 为原始参数估计值,其下的括号数字 0.058,为该系数的估计标准误,第三行的数字为回归系数估计值(0.78)除以估计标准误(0.058),其数值等于显著性检验的 t 值。中间三行的数字,Errorvar. 为测量误差的方差(0.32),其估计标准误为 0.041,二者的比值为显著性检验的 t 值。最后一行的 R^2 为个别观察变量的信度指标值,也就是在原 LISREL 报表中呈现的 X 变量(观察变量)的多元相关的平方(Squared Multiple Correlations for X-Variables),绩效奖惩的 R^2 为 0.66,表示绩效奖惩指标变量可以被其潜在变量解释或预测的部分,而无法解释的部分($=1-R^2$)即为测量误差(measurement errors),测量误差的方差为 0.32。观察变量多元相关的平方通常被视为个别项目信度指标,用以解释或预测指标变量被其反映之潜在变量所能解释的变异程度。

绩效奖惩 = 0.78 * 福利措施, Errorvar. = 0.32, R^2 = 0.66
　　　　　　(0.058)　　　　　　　　(0.041)
　　　　　　13.40　　　　　　　　　7.67

上面数据所表示的测量模型如图 6-11:



图 6-11

原始化参数估计值及其测量误差的模型图如图 6-12：

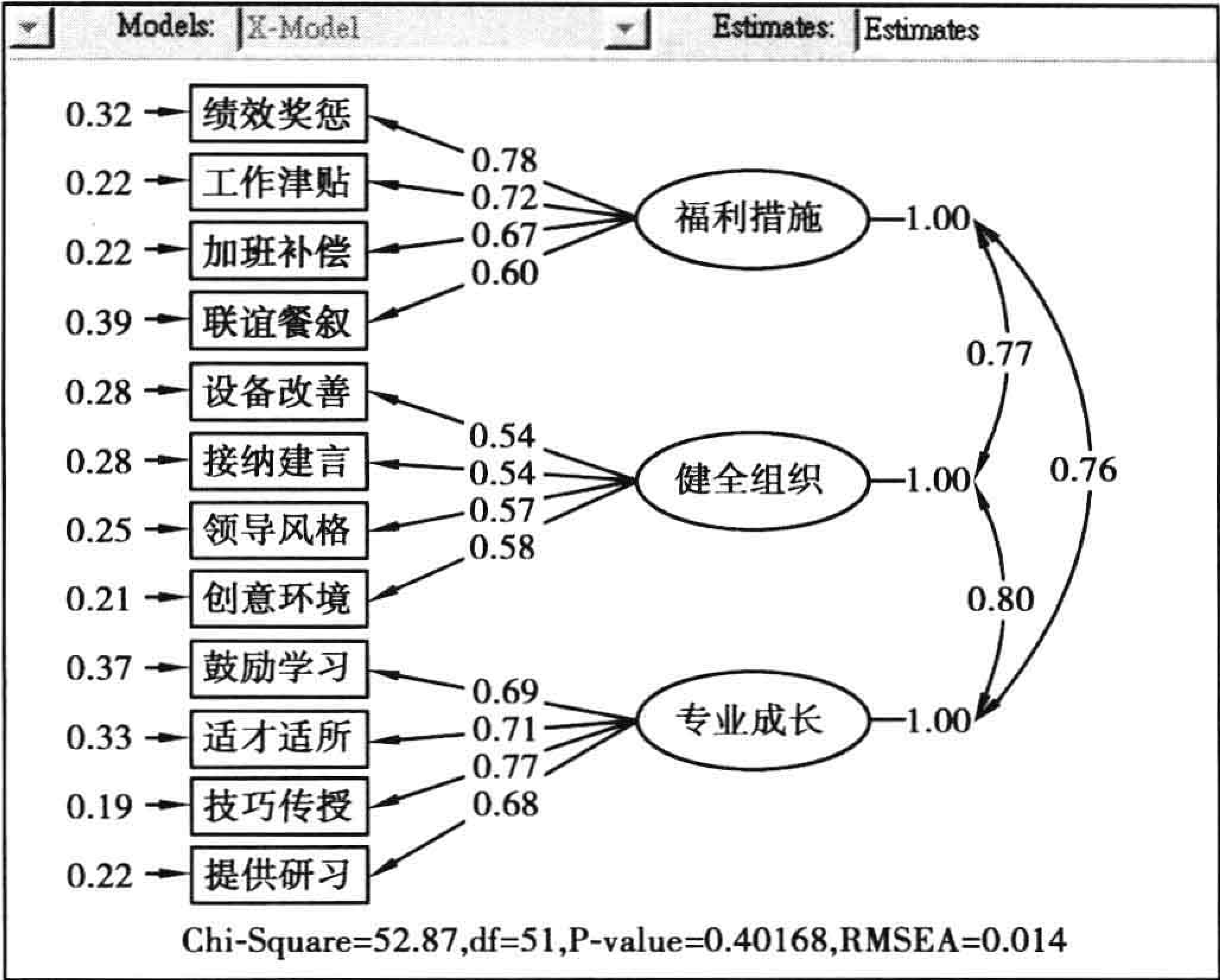


图 6-12

Correlation Matrix of Independent Variables

	福利措施	健全组织	专业成长
福利措施	1.00		
健全组织	0.77	1.00	
	(0.04)		
	18.18		
专业成长	0.76	0.80	1.00
	(0.04)	(0.04)	
	18.73	20.81	

【说明】

以上为三个潜在变量(因素构念)间之相关矩阵,括号内的数字为估计标准误,相关系数值除以估计标准误为第三行显著性检验的 t 值,三个相关系数分别为 0.77,0.76,0.80,均达到 0.05 的显著水平。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 51
Minimum Fit Function Chi-Square = 50.92 (P = 0.48)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 52.87 (P = 0.40)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 1.87
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0;23.38)
Minimum Fit Function Value = 0.26
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0094
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0;0.12)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.014
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0;0.048)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.96
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.54

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.53;0.65)
ECVI for Saturated Model = 0.78
ECVI for Independence Model = 17.74
Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 3507.05
Independence AIC = 3531.05
Model AIC = 106.87
Saturated AIC = 156.00
Independence CAIC = 3582.63
Model CAIC = 222.93
Saturated CAIC = 491.27
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.76
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.98
Critical N (CN) = 303.44
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.023
Standardized RMR = 0.034
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.96
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.94
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.63

【说明】

以上为整体模型适配度的检核数据,所有的适配指标均达到标准,表示研究者所提因素构念模型与实际数据的适配良好(fit well),二者之间可以契合。SIMPLIS 呈现的结果与 LISREL 呈现的报表数据完全相同,研究者可相互对照一下。

Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = -2.13
Median Standardized Residual = 0.00
Largest Standardized Residual = 2.78
Largest Positive Standardized Residuals
Residual for 设备改善 and 加班补偿 2.65
Residual for 创意环境 and 领导风格 2.78
The Modification Indices Suggest to Add the

Path to	from	Decrease in Chi-Square	New Estimate
设备改善	福利措施	10.5	0.29

【说明】

以上为标准化残差值的摘要统计量,其数据均与上述结果相同,故省略中间部分。在修正指标的建议部分,若是增加设备改善指标变量与福利措施潜在变量间的路径,即将设备改善指标变量同时作为福利措施潜在变量间的观察变量,可以减少卡方值 10.5,新的估计值为 0.29。此时,设备改善不仅受到原先潜在变量(因素构念)健全组织的影响,也同时受到潜在变量(因素构念)福利措施的影响。

修正后的语法程序如下:

Title"激励策略量表"验证性因素分析
Observed Variables:

```
绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙
设备改善　接纳建言　领导风格　创意环境
鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习
Raw Data From File d:/cfa/moti. dat
Sample Size = 200
Latent Variables:
福利措施　健全组织　专业成长
Rationships:
绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙　设备改善 = 福利措施
设备改善　接纳建言　领导风格　创意环境　　　　　 = 健全组织
鼓励学习　适才适所　技巧传授　提供研习　　　　　 = 专业成长
Path diagram
Options: RS MI SC ND = 3 IT = 100
End of Problem
```

【说明】

修正的语法程序与初始语法程序的差别在于下列两行

初始模型:绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙 = 福利措施

修正模型:绩效奖惩　工作津贴　加班补偿　联谊餐叙　设备改善 = 福利措施

在修正模型中,也把设备改善作为福利措施的测量指标变量之一。初始模型中,因素构念福利措施的测量指标变量有四个,修正模型中,因素构念福利措施的测量指标变量有五个。

修正后的概念模型图如图 6-13:与原先因果模型图相较之下,新增设备改善与福利措施的路径。

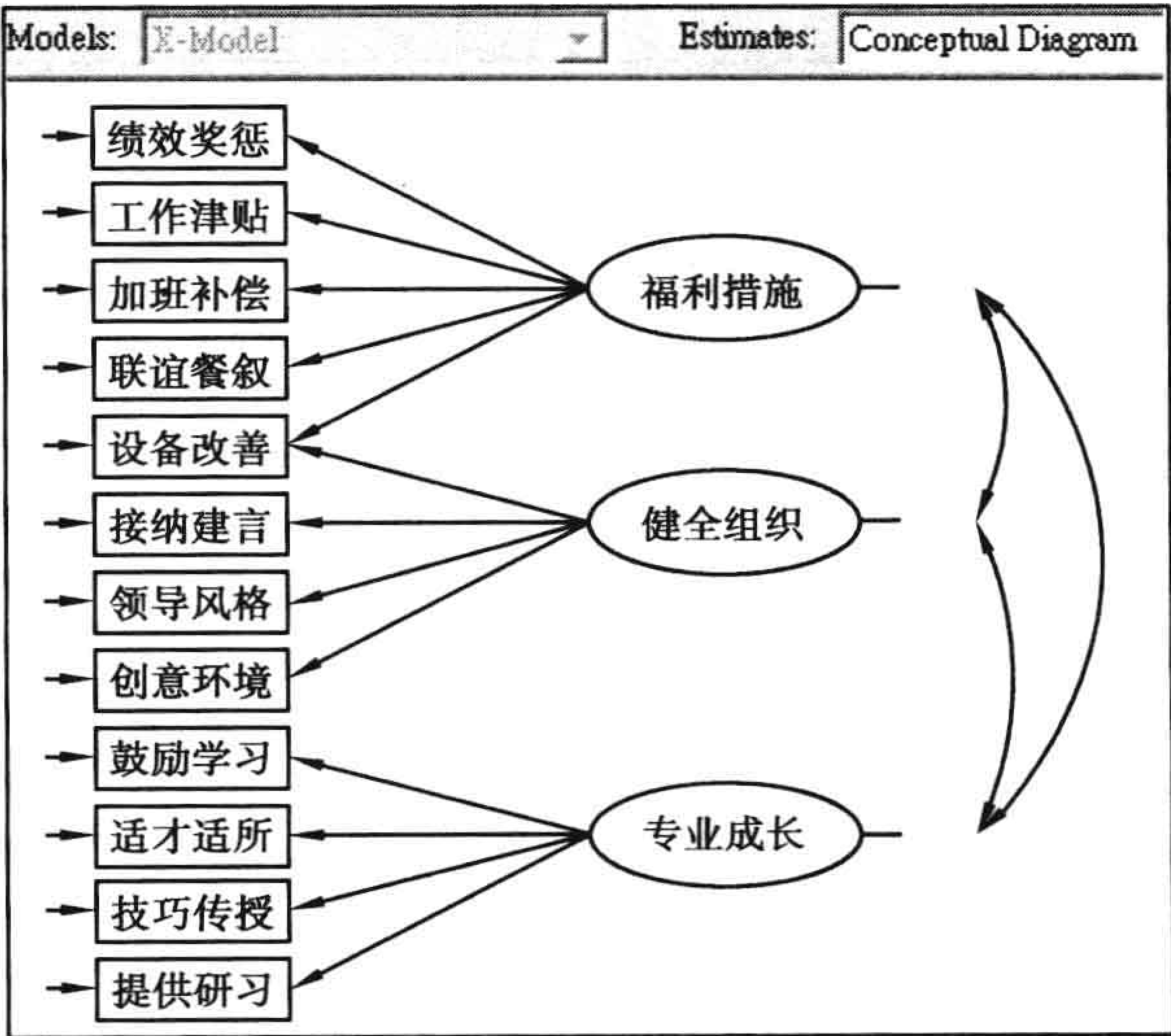


图 6-13

修正后的原始参数估计值及测量误差图如下:依照修正指标,增加设备改善指标变量与福利措施潜在变量间的路径关系,则整体模型适配度的卡方值由 52.87 降为 41.96,自由度由 51 变为 50,显著性的概率值 p 由 0.40168 变为 0.78332,$p > 0.05$,未达到显著水平,表示整体模型的契合度良好;此外 RMSEA 值由 0.014 降为 0.000,显示新修正的模

型图比原先研究者所提的模型图更能契合数据,其适配性更佳。不过,此种修正可能会违背原先验证性因素分析的目的,转而为一种探索性因素分析,若是研究者要依据修正指标来建构新的模型,最好重新取样,以不同的受试样本来进行新模型适配度的检验。

修正后的原始参数估计值模型图如图 6-14:

各估计参数显著性检验的 t 值模型图如下,所有估计参数均达显著,包括新增列的修正指标路径系数,也达到显著水平。

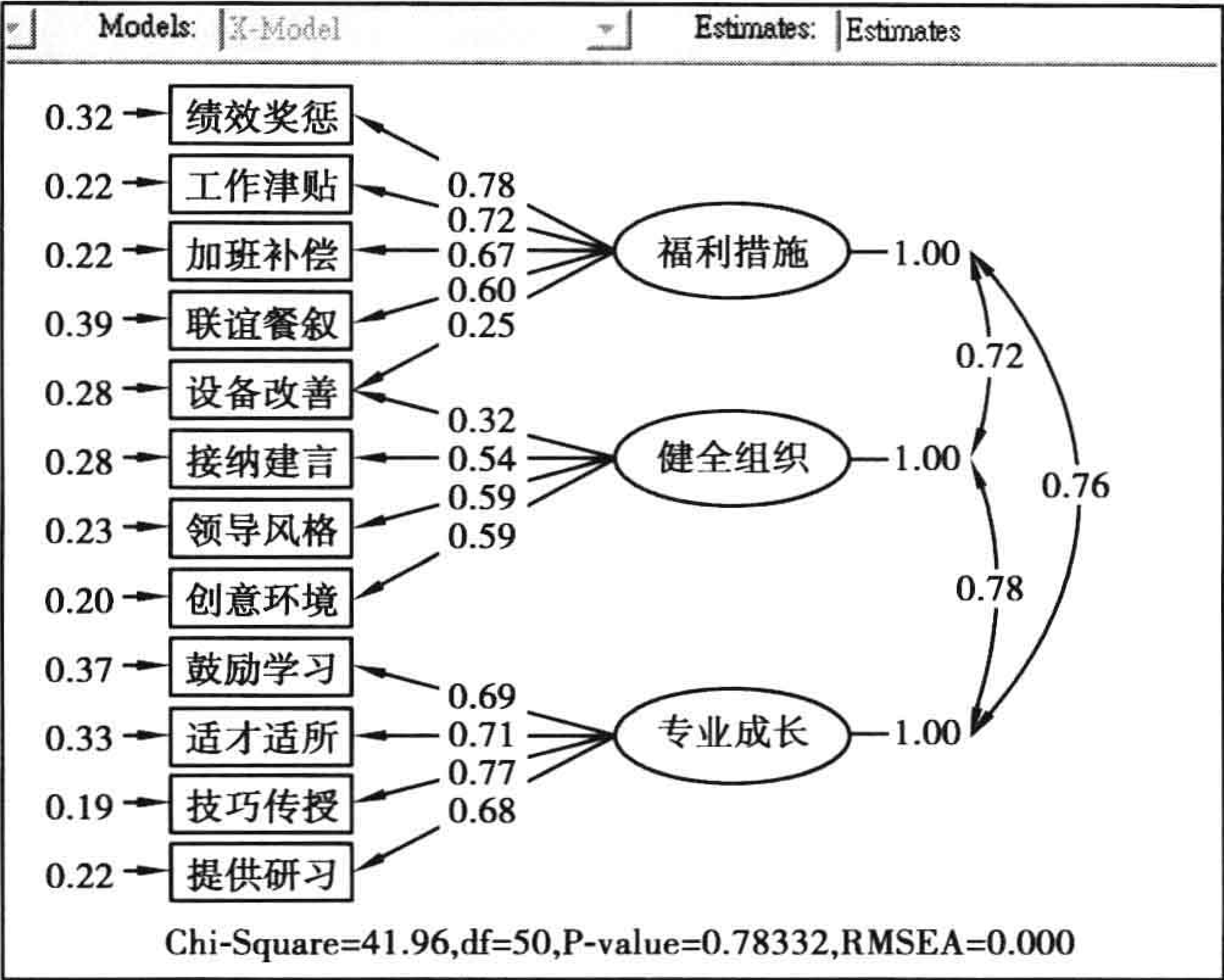


图 6-14

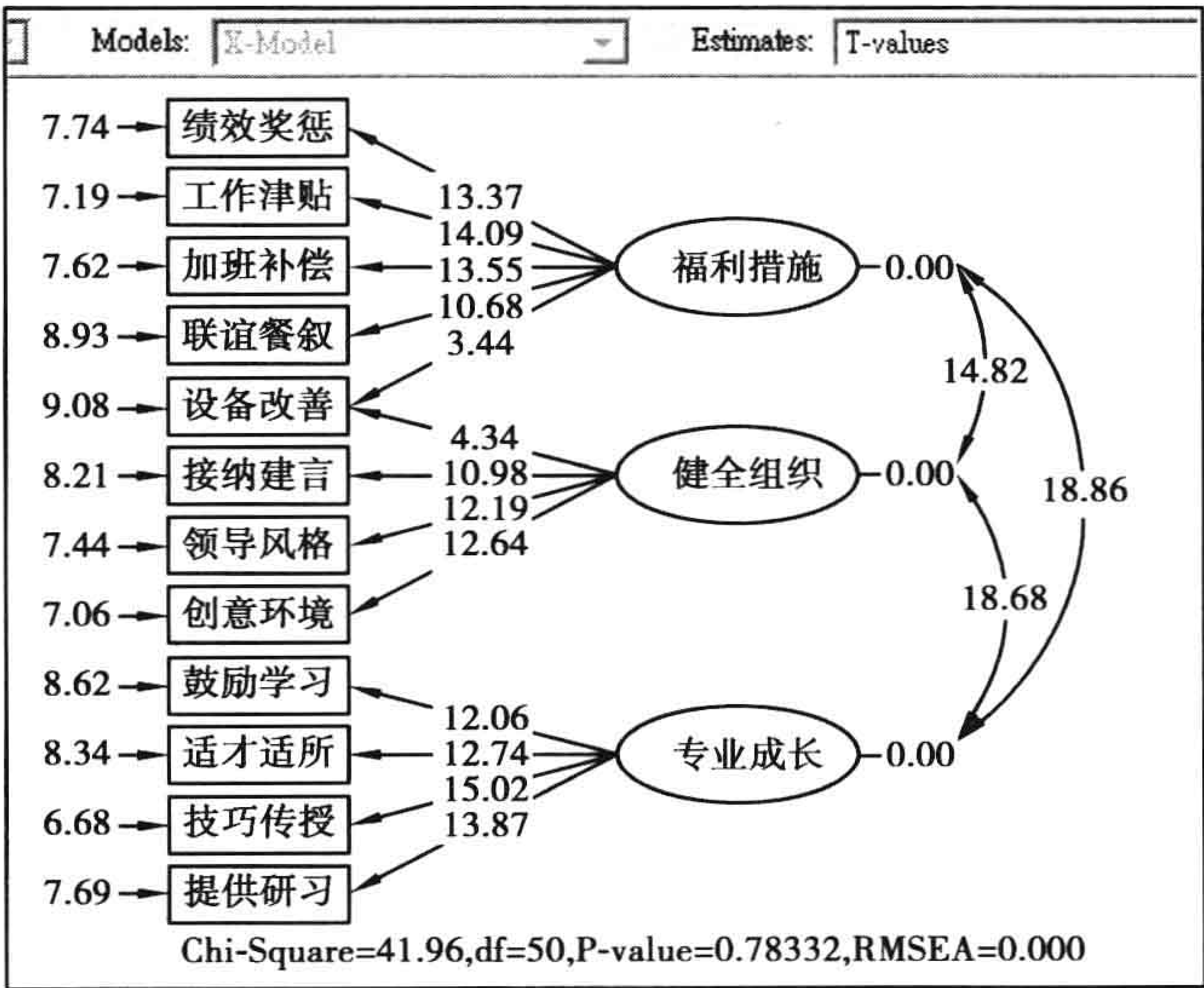


图 6-15

修正后的标准化解值及卡方值如图 6-16:

新的修正指标图中没有再出现需要设定的新路径或共变界定,表示修正的假设模型与观察数据适配良好,不需再对模型图修正。

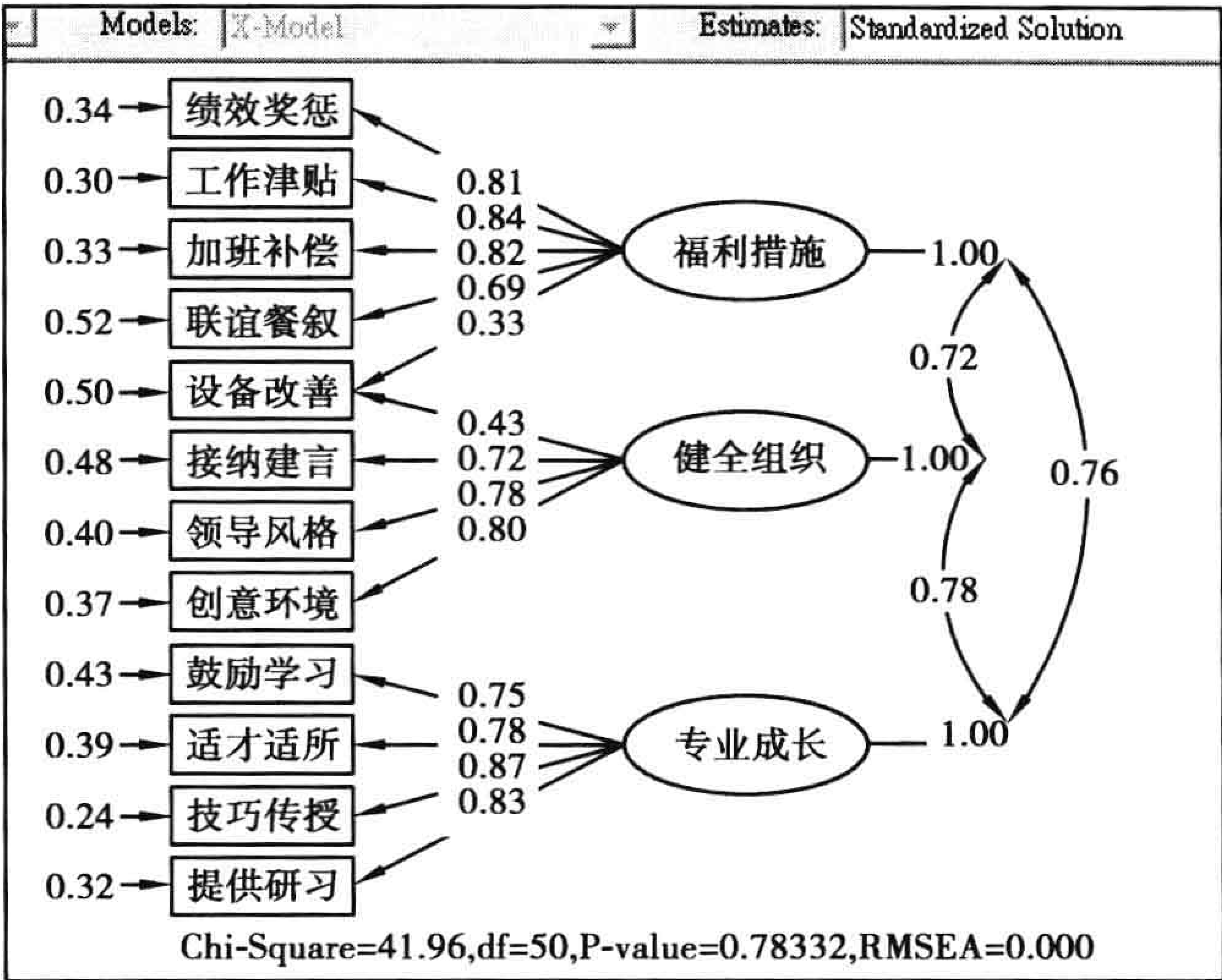

Models: X-Model
Estimates: Standardized Solution
0.34 绩效奖惩
0.30 工作津贴
0.33 加班补偿
0.52 联谊餐叙
0.50 设备改善
0.48 接纳建言
0.40 领导风格
0.37 创意环境
0.43 鼓励学习
0.39 适才适所
0.24 技巧传授
0.32 提供研习
0.81
0.84
0.82
0.69
0.33
0.43
0.72
0.78
0.80
0.75
0.78
0.87
0.83
福利措施
健全组织
专业成长
1.00
1.00
1.00
0.72
0.78
0.76
Chi-Square=41.96,df=50,P-value=0.78332,RMSEA=0.000

图 6-16

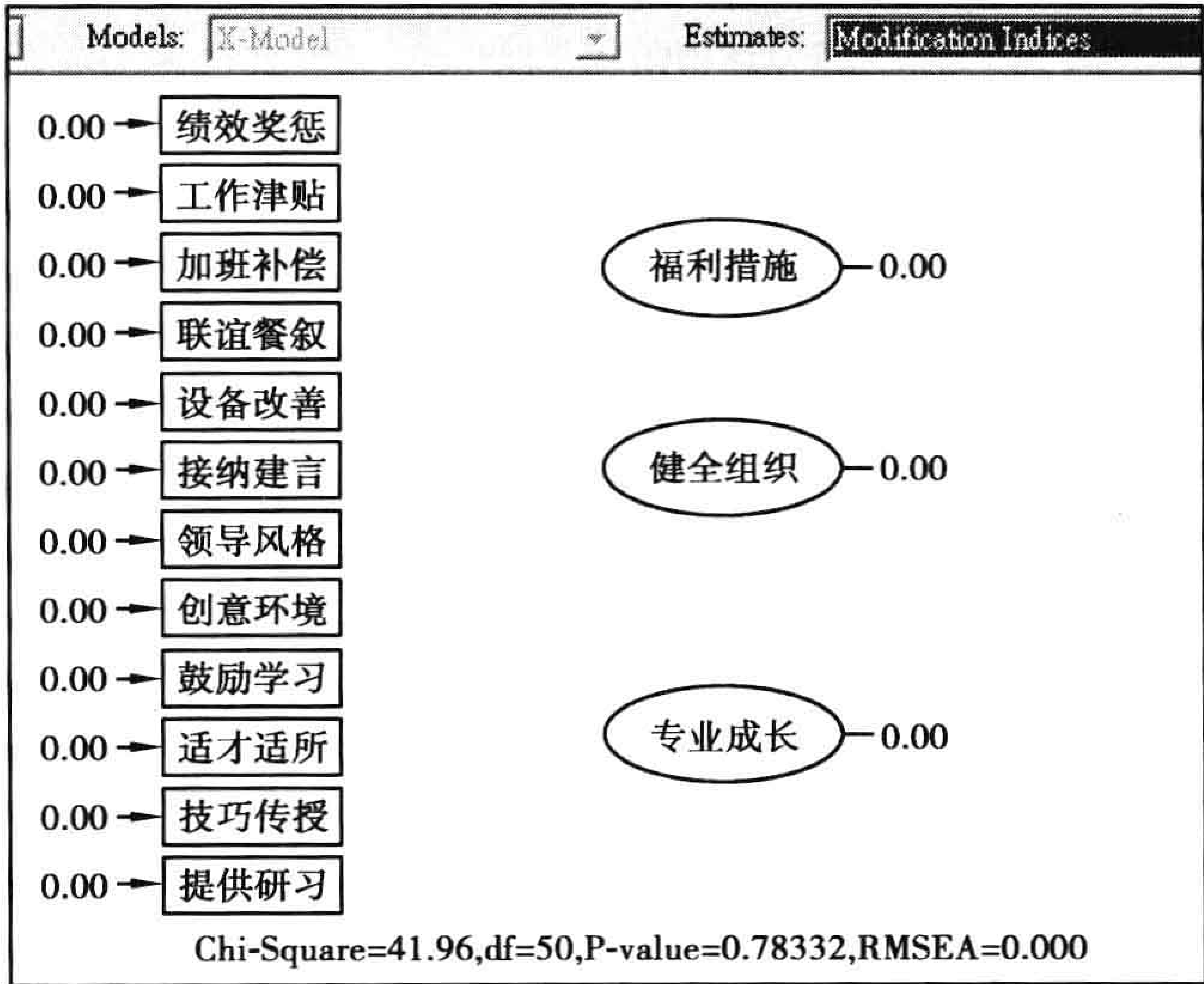

Models: X-Model
Estimates: Modification Indices
0.00 绩效奖惩
0.00 工作津贴
0.00 加班补偿
0.00 联谊餐叙
0.00 设备改善
0.00 接纳建言
0.00 领导风格
0.00 创意环境
0.00 鼓励学习
0.00 适才适所
0.00 技巧传授
0.00 提供研习
福利措施 0.00
健全组织 0.00
专业成长 0.00
Chi-Square=41.96,df=50,P-value=0.78332,RMSEA=0.000

图 6-17

第七章 二阶验证性因素分析

二阶验证性因素分析(two-order confirmatory factor analysis, TCFA),又称高阶验证性因素分析(higher-order confirmatory factor analysis, HCFA)。所谓高阶验证性因素分析,顾名思义就是在 CFA 模型中,因素的结构有着高低阶不同层次的区别。CFA 应用于检验假设理论模型之时,基于理论模型复杂度的需要,因素层面(潜在变量)间可能存有更为高阶的潜在结构,亦即,在一阶验证性因素分析中,观察变量或测量指标可能受到某种潜在变量的影响,而这些潜在变量因素背后有着更高层次的共同因素,此更高层次的共同因素称为高阶因素(higher-order factor),涉及高阶因素的 CFA 分析,即称为二阶验证性因素分析(邱皓政,2005)。而一阶验证性因素分析,也称为初阶因素(first-order factors)的验证性分析。

一个知识管理量表高阶因素模型图如图 7-1:

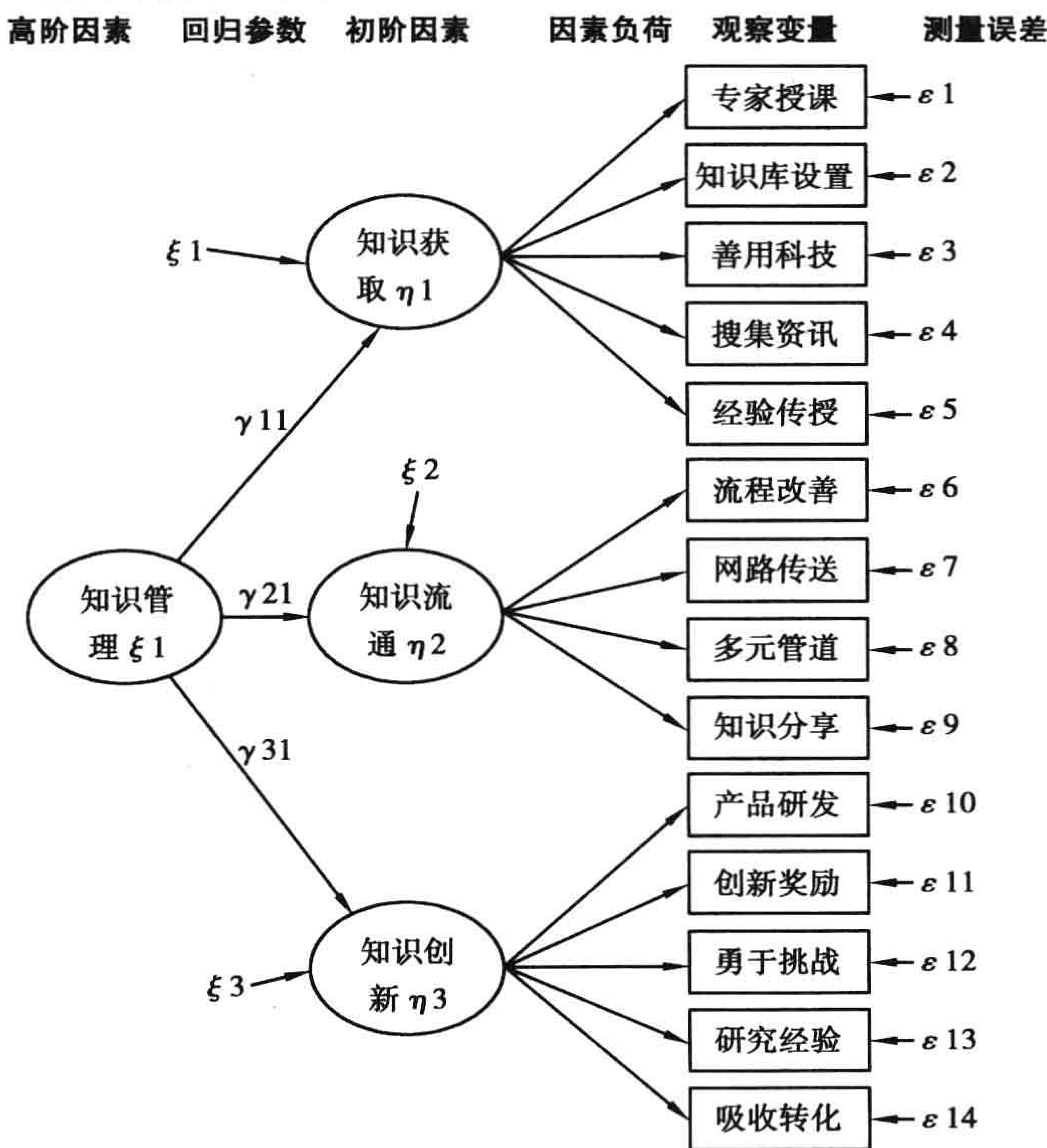


图 7-1 知识管理量表高阶因素分析模型图

7.1 研究问题

某一企业管理学者想编制一份知识管理(Knowledge Management)量表,此学者根据文献与知识管理理论发现,知识管理可以分为知识获取、知识流通、知识创新三个构念(层面),此三个构念共同构成一个知识管理共同因素。此学者进一步根据各个构念分别编制四至五个测量题项,其中知识获取(acqu)包括五个测量题项;知识流通(circ)包括四个测量题项;知识创新(crea)包括五个测量题项,编制完成的知识管理量表共计包含十四个测量题项。之后,此学者采取分层随机抽样抽取企业员工200位填写其编制的知识管理量表,试以验证性因素分析探究此学者编制之知识管理量表的建构效度。

1. 知识获取构念的测量指标变量分别为:专家授课、知识库设置、善用科技、搜集资讯、经验传授。
2. 知识流通构念的测量指标变量分别为:流程改善、网路传递、多元管道、知识分享。
3. 知识创新构念的测量指标变量分别为:产品研发、创新奖励、勇于挑战、研究实验、吸收转化。

知识管理量表包含三个初阶因素(潜在构念):知识获取、知识流通、知识创新,量表的测量指标变量共有14项。

7.2 语法程序

变量以英文字代替

```
! Second-order CFA
Observed Variables:
x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 x9 x10 x11 x12 x13 x14
Raw Data From File d:/cfa_1/twofact. dat
Sample Size =200
Latent Variables:
acqu circ crea km
Rationships:
x1 x2 x3 x4 x5               = acqu
x6 x7 x8 x9                  = circ
x10 x11 x12 x13 x14          = crea
Paths:
km→acqu circ crea
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd =2 iteration =100
End of Problem
```

观察变量及潜在变量以中文字表示，语法程序如下

```
! 二阶验证性因素分析
Observed Variables:
专家授课　知识库设置　善用科技　搜集资讯　经验传承
流程改善　网路传递　多元管道　知识分享
产品研发　创新奖励　勇于挑战　研究实验　吸收转化
Raw Data From File d:/cfa_1/twofact.dat
Sample Size = 200
Latent Variables:
知识获取　知识流通　知识创新　知识管理
Rationships:
专家授课　知识库设置　善用科技　搜集资讯　经验传承 = 知识获取
流程改善　网路传递　　多元管道　知识分享　　　　　 = 知识流通
产品研发　创新奖励　　勇于挑战　研究实验　吸收转化 = 知识创新
Paths:
知识管理→知识获取　知识流通　知识创新
Path diagram
Lisrel Output se tv rs ef mi ss sc nd = 2 iteration = 100
End of Problem
```

【说明】

以上以[Rationships:]关键字界定三个测量模型，而以[Paths:]关键字界定结构模型。受试的样本共有200位。模型分析中直接读取文件 twofact.dat。

以 SIMPLIS 的格式输出报表之语法

```
! 二阶验证性因素分析
Observed Variables:
专家授课　知识库设置　善用科技　搜集资讯　经验传承
流程改善　网路传递　　多元管道　知识分享
产品研发　创新奖励　　勇于挑战　研究实验　吸收转化
Raw Data From File d:/cfa_1/twofact.dat
Sample Size = 200
Latent Variables:
知识获取　知识流通　知识创新　知识管理
Rationships:
专家授课　知识库设置　善用科技　搜集资讯　经验传承 = 知识获取
流程改善　网路传递　　多元管道　知识分享　　　　　 = 知识流通
产品研发　创新奖励　　勇于挑战　研究实验　吸收转化 = 知识创新
Paths:
知识管理→知识获取　知识流通　知识创新
Path diagram
Options:RS SC MI ND = 2 IT = 100
End of Problem
```

LISREL 根据模型分析之 SIMPLIS 语法程序所绘制的概念模型图如图 7-2：

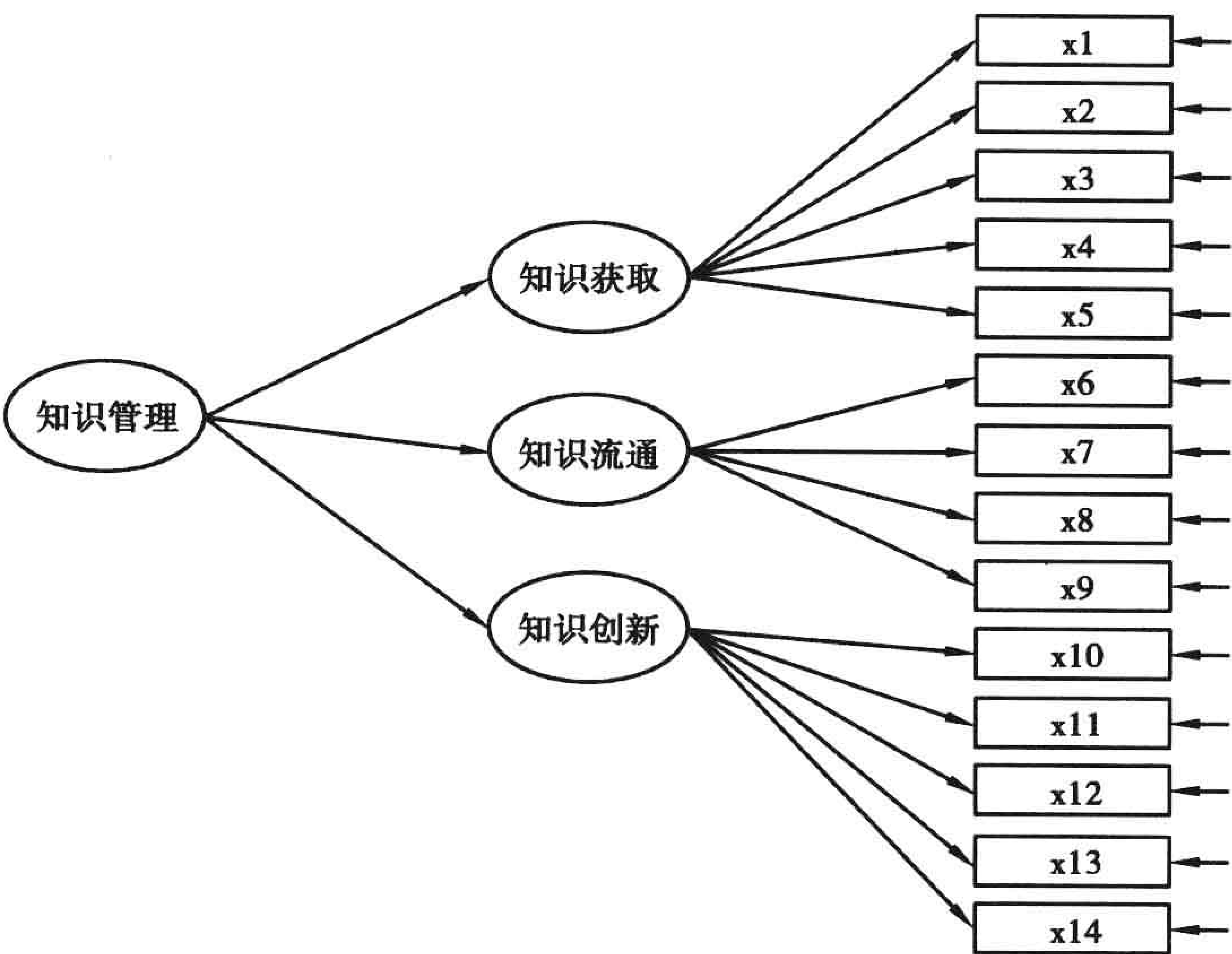


图 7-2

7.3　结果报表

! Second-order CFA

Covariance Matrix

	x1	x2	x3	x4	x5	x6
x1	0.90					
x2	0.57	0.93				
x3	0.45	0.58	0.74			
x4	0.41	0.53	0.48	0.67		
x5	0.41	0.48	0.41	0.40	0.75	
x6	0.32	0.35	0.35	0.34	0.30	0.57
x7	0.32	0.34	0.28	0.30	0.29	0.29
x8	0.28	0.29	0.29	0.26	0.25	0.28
x9	0.30	0.30	0.33	0.29	0.26	0.30
x10	0.41	0.41	0.39	0.34	0.35	0.32
x11	0.43	0.42	0.43	0.37	0.34	0.32
x12	0.39	0.42	0.37	0.36	0.35	0.30
x13	0.40	0.42	0.42	0.36	0.35	0.33
x14	0.40	0.38	0.39	0.36	0.35	0.34

Covariance Matrix(continued)

	x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14
x7	0.57							
x8	0.33	0.58						

续表

	x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14
x9	0.30	0.36	0.55					
x10	0.29	0.29	0.29	0.68				
x11	0.31	0.27	0.32	0.46	0.85			
x12	0.31	0.30	0.30	0.38	0.51	0.84		
x13	0.31	0.35	0.35	0.44	0.53	0.57	0.79	
x14	0.31	0.33	0.34	0.41	0.46	0.46	0.53	0.68

【说明】

上表为知识管理构念十四个测量变量间的方差协方差矩阵。研究者语法程序中的文件也可以表中的数据作为分析的文件。

Squared Multiple Correlations for Structural Equations

acqu	circ	crea
0.75	0.80	0.83

Squared Multiple Correlations for Reduced Form

acqu	circ	crea
0.75	0.80	0.83

【说明】

上表为三个初阶因素(知识获取、知识流通、知识创新)能被高阶因素(知识管理)解释的百分比,即高阶因素知识管理可以解释初阶因素构念的变异量。结构方程式多元相关的平方,类似复回归分析中的 R^2,知识管理构念可以解释知识获取、知识流通、知识创新三个潜在变量的变异量分别为 0.75,0.80,0.83,显示知识管理高阶因素对于知识获取、知识流通、知识创新三个初阶因素的解释力均很高。

Squared Multiple Correlations for Y-Variables(continued)

x1	x2	x3	x4	x5	x6
0.50	0.68	0.69	0.65	0.48	0.51

Squared Multiple Correlations for Y-Variables

x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14
0.52	0.56	0.61	0.54	0.58	0.59	0.73	0.68

【说明】

上表数据为十四个测量指标(Y 变量)的,十四个测量指标中,只有一个测量指标的低于 0.50,其余十三个测量指标的 R^2 均高于 0.50,表示观察变量个别项目的信度值尚佳。这些测量指标变量均能有效反映其相对应的潜在变量所包含的因素构念。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 74
Minimum Fit Function Ch-Square = 79.06 (P = 0.32)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 80.55 (P = 0.28)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 6.55
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0;32.51)
Minimum Fit Function Value = 0.40
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.033
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0;0.16)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.021
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0;0.047)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.97
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.72
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.68;0.85)
ECVI for Saturated Model = 1.06
ECVI for Independence Model = 8.65
Chi-Square for Independence Model with 91 Degrees of Freedom = 1693.09
Independence AIC = 1721.09
Model AIC = 142.55
Saturated AIC = 210.00
Independence CAIC = 1781.26
Model CAIC = 275.80
Saturated CAIC = 661.32
Normed Fit Index (NFI) = 0.95
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.78
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.94
Critical N (CN) = 265.81
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.027
Standardized RMR = 0.037
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.95
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.92
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.67

【说明】

上表为整体模型适配度的检验，自由度等于74时，卡方值等于80.55，显著性概率值p等于0.28 >0.05，接受虚无假设，知识获取、知识流通与知识创新三个构念，共同组成一个知识管理共同因素的因果模型获得支持，研究者所提的知识管理高阶验证性因素分析与实际数据能够适配。其他模型的适配度指标值如RMSEA值等于0.021、RMR值等于0.027、SRMR值等于0.037，均小于0.05；GFI值等于0.95、AGFI值等于0.92、NFI值等于0.95、NNFI值等于1.00、CFI值等于1.00、IFI值等于1.00、RFI等于0.94，均大于0.90；PNFI等于0.78、PGFI等于0.67，均大于0.50；CN值等于265.81，大于200；均符合模型可以接受的标准。NC值（卡方与自由度比值）等于1.089，小于模型可接受值2.00。整体而言，假设模型的适配情形良好。

Standardized Residuals(continued)

	x1	x2	x3	x4	x5	x6
x1	- -					
x2	1.79	- -				
x3	-1.69	0.77	- -			
x4	-1.78	0.33	0.95	- -		
x5	0.36	-0.06	-1.08	-0.05	- -	
x6	1.36	0.80	**2.16**	**2.65**	1.77	- -
x7	1.04	0.02	-0.92	1.12	1.19	-0.20
x8	-0.70	**-2.42**	-0.94	-1.34	-0.48	-1.98
x9	-0.05	**-2.28**	0.40	-0.30	-0.54	-0.89
x10	**2.54**	0.90	1.86	1.09	1.90	2.07
x11	1.48	-0.68	1.04	0.18	0.23	0.30
x12	0.45	-0.79	-0.87	-0.11	0.54	-0.20
x13	0.01	**-2.22**	-0.44	-1.64	-0.29	-0.15
x14	1.17	-1.93	0.28	0.08	0.95	1.70

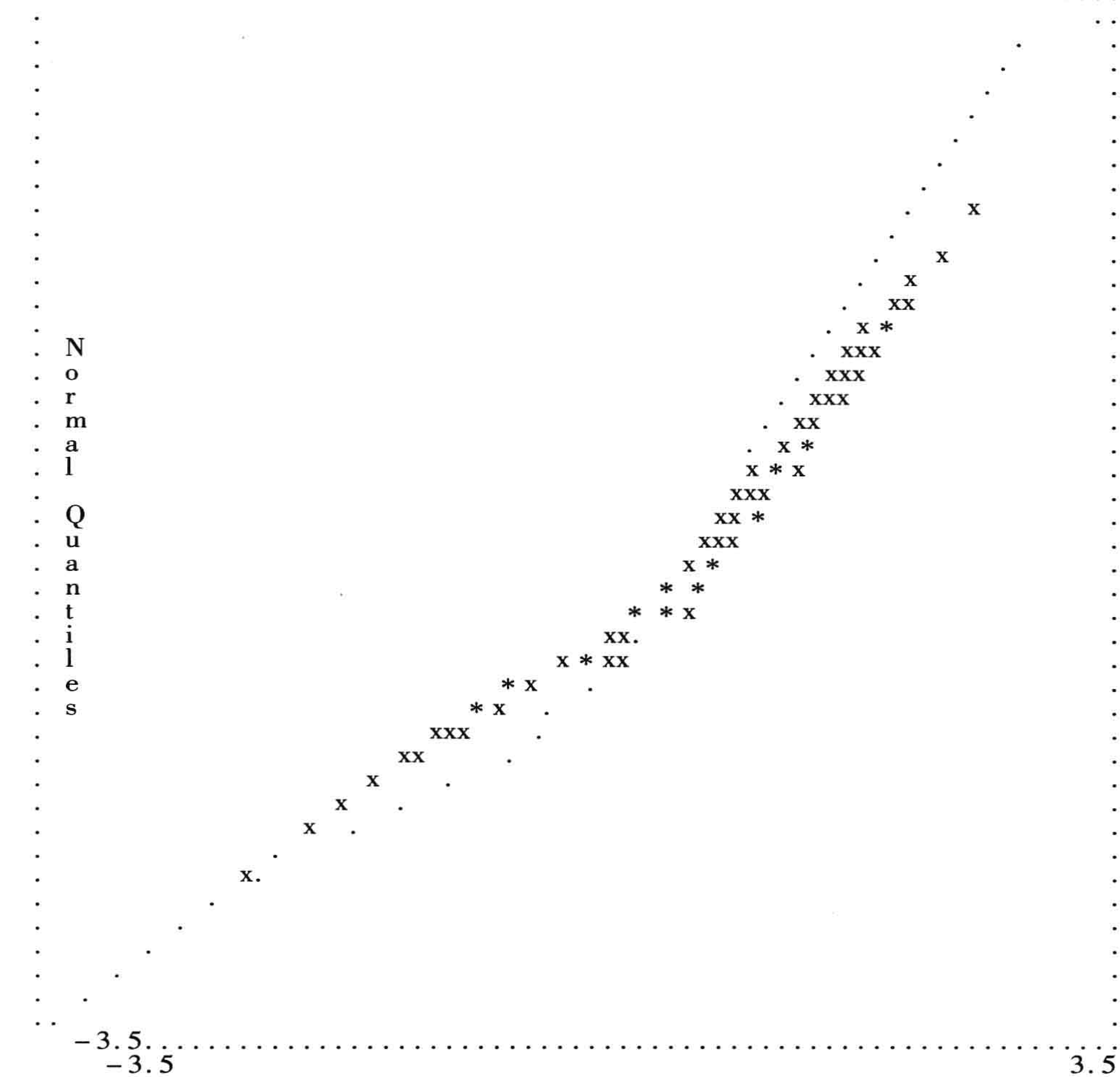
Standardized Residuals

	x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14
x7	- -							
x8	1.30	- -						
x9	-1.30	**2.87**	- -					
x10	0.98	0.20	0.39	- -				
x11	-0.18	**-2.10**	-0.43	1.61	- -			
x12	0.05	-1.08	-1.15	**-2.07**	0.91	- -		
x13	-1.37	-0.34	-0.22	-1.67	-0.37	**2.78**	- -	
x14	0.43	0.53	1.21	-0.45	-1.41	-1.05	1.31	- -

Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = -2.42
Median Standardized Residual = 0.00
Largest Standardized Residual = 2.87

【说明】

以上为标准化残差的统计量,最小标准化残差值为 -2.42,最大标准化残差值为 2.87,共有 11 个标准化残差值的绝对值大于 1.96,而有 3 个标准化残差值的绝对值大于 2.58,显示模型有叙列误差存在。如以 2.58 为检验标准(LISREL 内定预设的检验值为绝对值大于 2.58),则模型的叙列误差情形并不严重。



【说明】

上表标准化残差的 Q-plot 图大约与 45 度的对角线平行，但稍低于 45 度角，此指标显示整体模型的契合度稍欠理想。

! Second-order CFA

Modification Indices and Expected Change

Modification Indices for LAMBDA-Y

	acqu	circ	crea
x1	- -	0.80	2.65
x2	- -	5.42	5.27
x3	- -	0.16	0.30
x4	- -	0.43	0.07
x5	- -	0.64	0.92
x6	**10.01**	- -	2.68
x7	0.37	- -	0.02
x8	5.74	- -	1.59

续表

	acqu	circ	crea
x9	1.28	- -	0.03
x10	7.22	3.37	- -
x11	0.31	0.90	- -
x12	0.31	1.32	- -
x13	4.50	1.79	- -
x14	0.01	3.11	- -

Expected Change for LAMBDA-Y

	acqu	circ	crea
x1	- -	0.10	0.17
x2	- -	-0.23	-0.22
x3	- -	0.03	0.05
x4	- -	0.06	-0.02
x5	- -	0.08	0.09
x6	0.28	- -	0.17
x7	0.06	- -	-0.01
x8	-0.22	- -	-0.13
x9	-0.10	- -	-0.02
x10	0.24	0.19	- -
x11	0.05	-0.11	- -
x12	-0.05	-0.13	- -
x13	-0.18	-0.13	- -
x14	0.01	0.17	- -

Standardized Expected Change for LAMBDA-Y

	acqu	circ	crea
x1	- -	0.10	0.17
x2	- -	-0.23	-0.22
x3	- -	0.03	0.05
x4	- -	0.06	-0.02
x5	- -	0.08	0.09
x6	0.28	- -	0.17
x7	0.06	- -	-0.01
x8	-0.22	- -	-0.13
x9	-0.10	- -	-0.02
x10	0.24	0.19	- -
x11	0.05	-0.11	- -
x12	-0.05	-0.13	- -
x13	-0.18	-0.13	- -
x14	0.01	0.17	- -

Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-Y

	acqu	circ	crea
x1	- -	0.10	0.18
x2	- -	-0.24	-0.23
x3	- -	0.04	0.05
x4	- -	0.07	-0.03
x5	- -	0.09	0.11
x6	0.38	- -	0.23
x7	0.07	- -	-0.02
x8	-0.28	- -	-0.17
x9	-0.13	- -	-0.02
x10	0.29	0.23	- -
x11	0.06	-0.11	- -
x12	-0.06	-0.14	- -
x13	-0.20	-0.15	- -
x14	0.01	0.20	- -

Maximum Modification Index is 10.01 for Element (6,1) of LAMBDA-Y

【说明】

上表数据为修正指标及期望参数改变的统计量,由于范例数据在输入时已设定是标准化数据,因而期望参数改变值(Expected Change)与标准化期望参数改变值(Standardized Expected Change)相同。上述表格数据的数据分别为Y指标变量的修正指标、Y指标变量的期望参数改变值、Y指标变量的标准化期望参数改变值、Y指标变量的完全标准化期望参数改变值。如果理论支持的话,修正指标值可以用来检视该参数是否需要修正,其中最大的修正指标值为10.01,出现在$\lambda_{Y_{61}}$,表示测量指标流程改善(X6)除与知识流通(η2)因素有所关系外,也可能跟知识获取(η1)有关连,亦即流程改善(X6)测量指标除受知识流通(η2)因素的影响外,也可能受到知识获取(η1)因素的影响。将流程改善测量指标(X6)纳入模型中,表示此测量指标同时受到知识获取与知识流通因素的影响,其期望参数的改变量为0.28,完全标准化期望参数的改变量为0.38。

! Second-order CFA

Completely Standardized Solution

LAMBDA-Y

	acqu	circ	crea
x1	0.71	- -	- -
x2	0.82	- -	- -
x3	0.83	- -	- -
x4	0.80	- -	- -
x5	0.70	- -	- -
x6	- -	0.71	- -
x7	- -	0.72	- -
x8	- -	0.75	- -
x9	- -	0.78	- -
x10	- -	- -	0.73

续表

	acqu	circ	crea
x11	--	--	0.76
x12	--	--	0.77
x13	--	--	0.86
x14	--	--	0.83

【说明】

上表中的 LAMBDA-Y 完全标准化解值为各测量指标在初阶因素的因素负荷量(factor loading),知识获取五个测量指标的因素负荷量在0.70 至0.83 之间、知识流通四个测量指标的因素负荷量在0.71 至0.78 之间、知识创新五个测量指标的因素负荷量在0.73 至0.86 之间,表示各初阶因素与其测量指标的关系均非常密切。而所有因素负荷量值介于0.50 至0.95 之间,表示模型的基本适配情形良好。

GAMMA

	km
acqu	0.87
circ	0.90
crea	0.91

【说明】

GAMMA 数据表示外衍潜在变量(ξ1)与内衍潜在变量(η1,η2,η3)间的关系,在结构模型中即为路径系数,在高阶验证性因素分析中,为内衍潜在变量(η1,η2,η3)在外衍潜在变量(ξ1)的因素负荷量。上表中的 GAMMA 值表示知识获取、知识流通、知识创新三个初阶因素在知识管理高阶因素构念的因素负荷量(factor loading),其值分别为0.87,0.90,0.91。从上述数据中,可以发现测量变量在初阶因素的因素负荷量、初阶因素在高阶因素构念的因素负荷量均非常理想。

Correlation Matrix of ETA and KSI

	acqu	circ	crea	km
acqu	1.00			
circ	0.78	1.00		
crea	0.79	0.82	1.00	
km	0.87	0.90	0.91	1.00

【说明】

上表 ETA 与 KSI 的相关矩阵中,可以发现三个初阶因素的相关系数分别为0.78,0.79,0.82,三个初阶因素间有高度相关存在,表示三个初阶因素的背后有一个共同潜在构念存在,此潜在构念即为高阶因素——知识管理构念。

PSI Note:This matrix is diagonal.

Acqu	circ	crea
0.25	0.20	0.17

【说明】

上述 PSI 值为影响三个初阶因素的唯一性因素(残差项),初阶因素无法被高阶因素解释的部分,其值分别为0.25,0.20,0.17。也就是三个初阶因素无法被模型解释的干扰变因。

THETA-EPS(continued)

x1	x2	x3	x4	x5	x6
0.50	0.32	0.31	0.35	0.52	0.49

THETA-EPS

x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14
0.48	0.44	0.39	0.46	0.42	0.41	0.27	0.32

【说明】

上述 THETA-EPS 值为影响十四个测量指标唯一性因素(测量误差值),其数值介于0.27至0.52间。根据 LAMBDA-Y 之完全标准化解值(Completely Standardized Solution)数据与[THETA-EPS]测量误差的数据可以计算各初阶因素的组合信度与潜在变量的平均变异抽取量,这两个数值均可作为潜在变量的信度指标。

各原始参数的估计值与其测量误差值的模型图如图7-3:

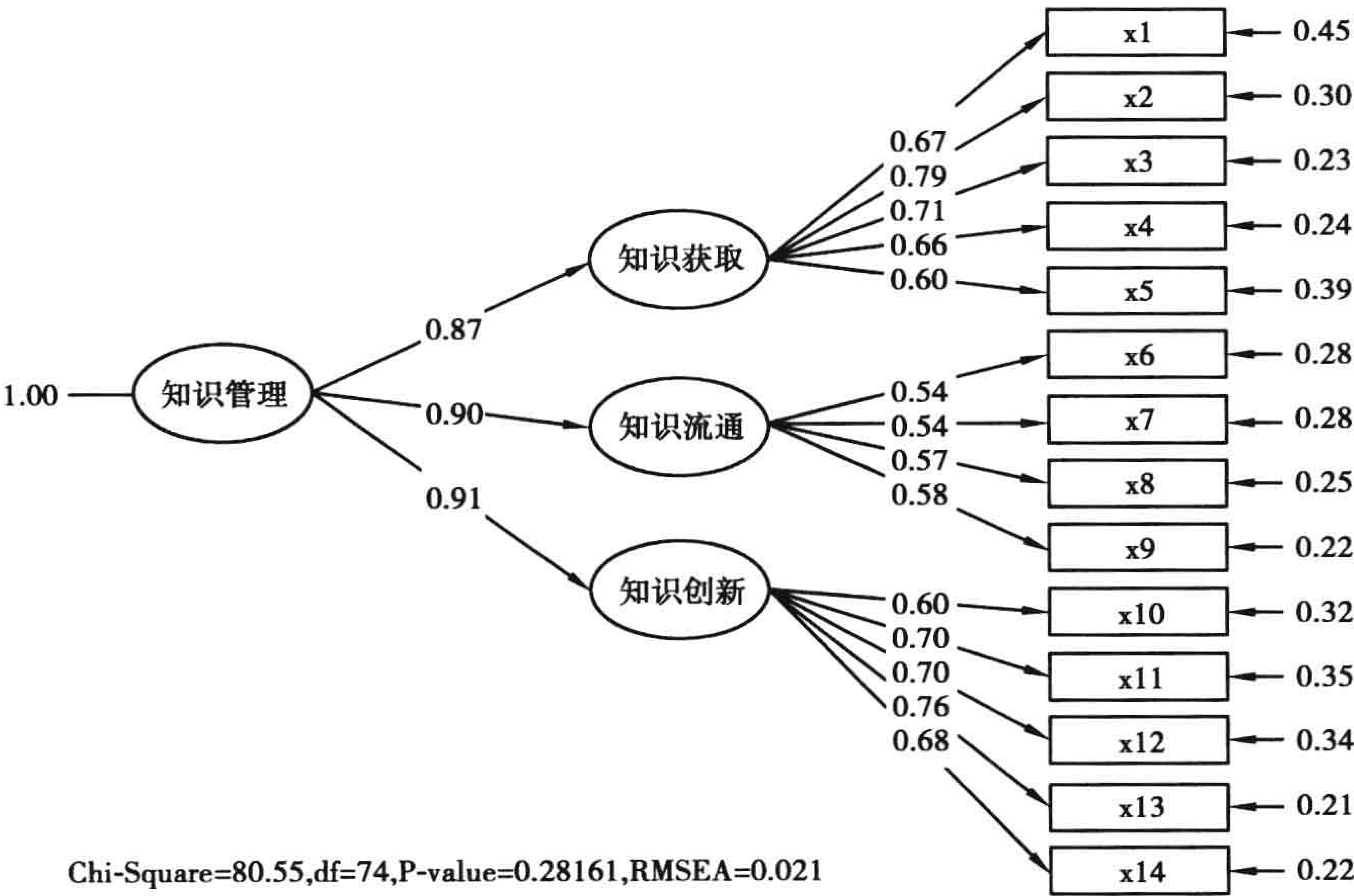


图7-3

知识管理二阶验证性因素分析因果路径系数显著性检验的 t 值模型图如图 7-4(所有估计参数的 t 值均大于 1.96):

从上述采用最大概似法(ML 法)所得出各估计参数显著性检验的 t 值来看,其数值均大于1.96,表示所有估计的参数均达显著水平。

知识管理二阶验证性因素分析最终完全标准化解值之模型图如图7-5:

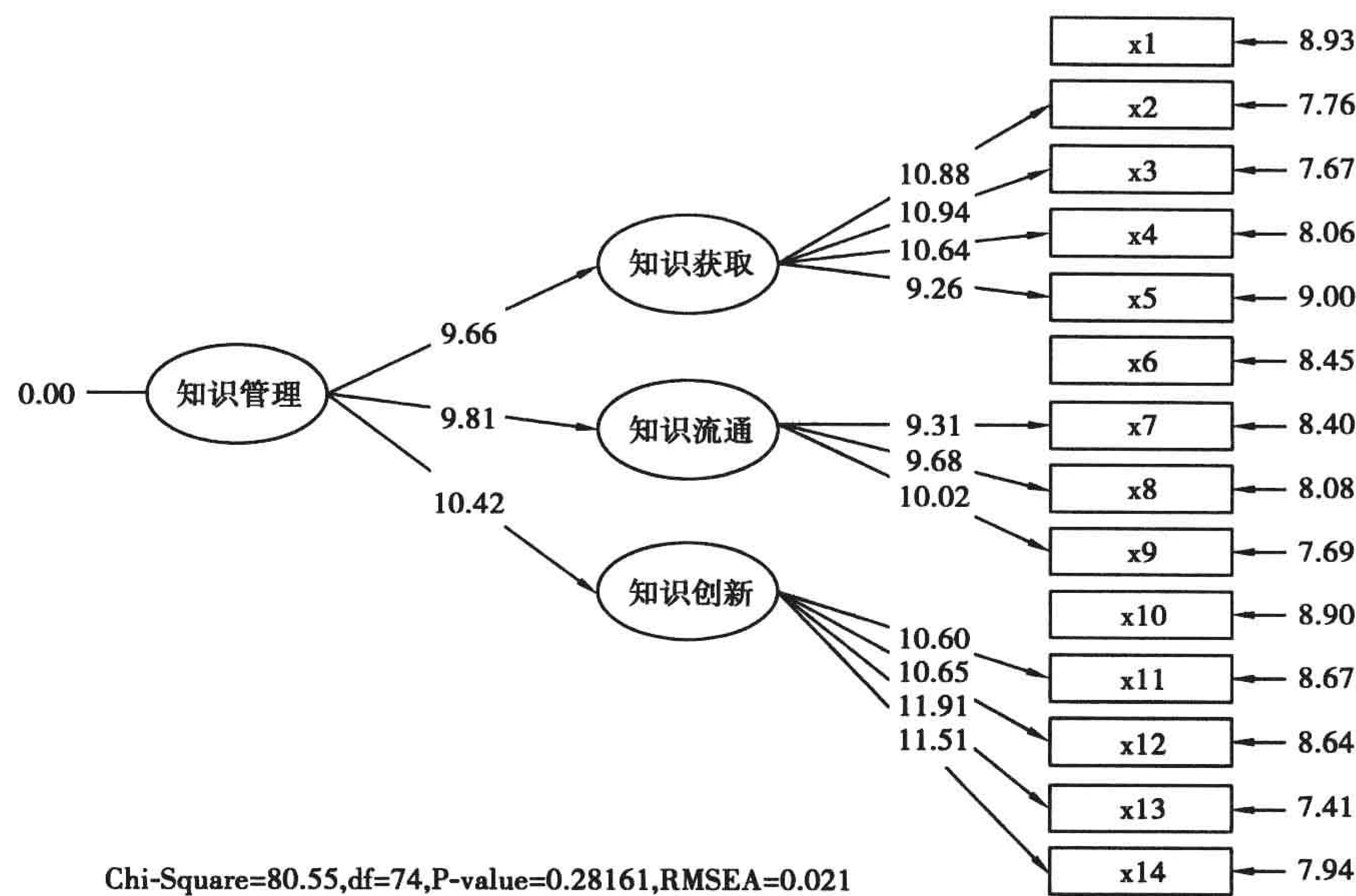


图 7-4

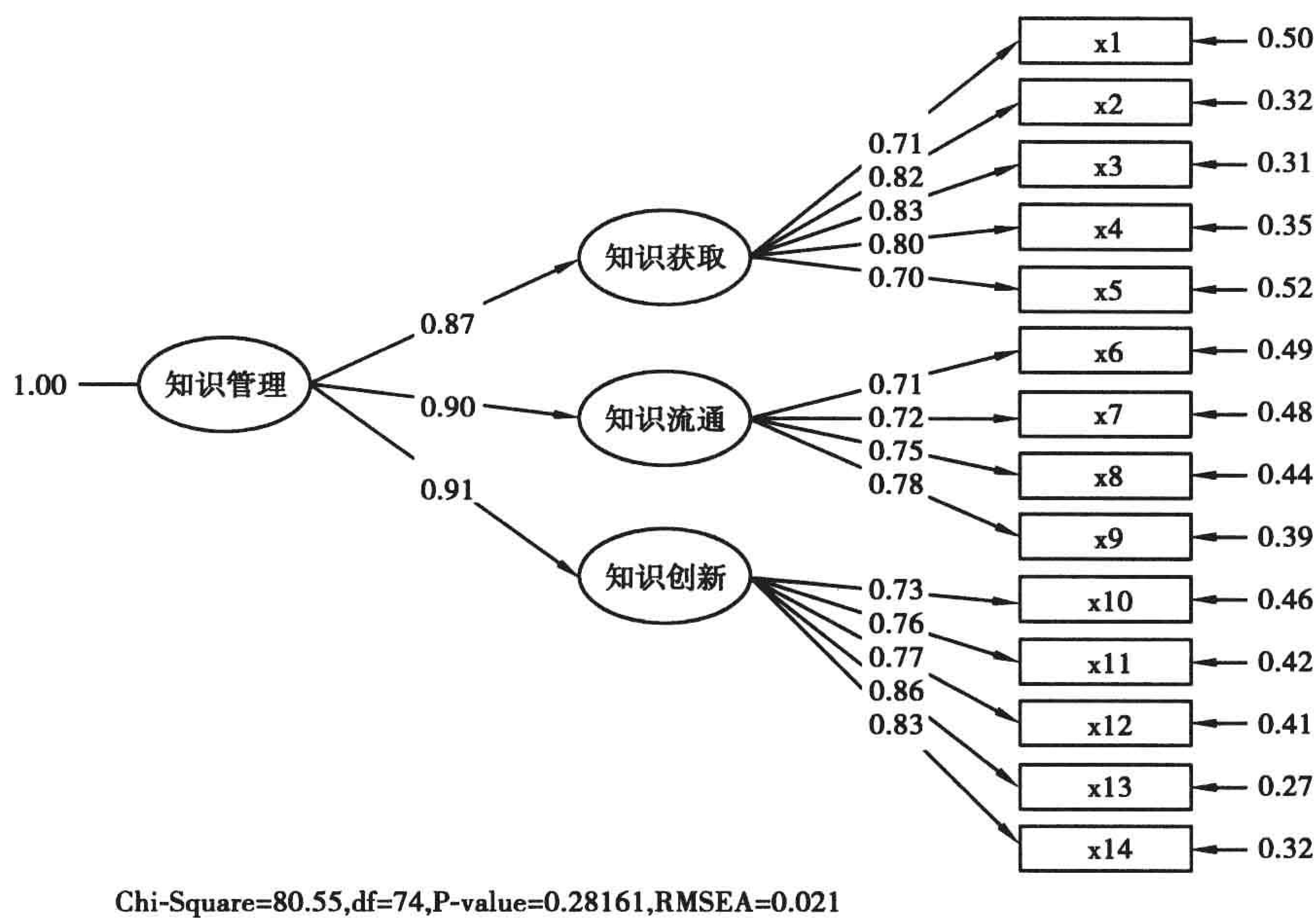


图 7-5

修正指标模型图如图 7-6：

最大的修正指标值为 10.01，出现在 λ_{Y61}，表示测量指标流程改善（X6）测量指标除受知识流通（η2）因素的影响外，也可能受到知识获取（η1）因素的影响。将流程改善（η6）测量指标纳入模型中。此外，若将显著变量 X8，X9 的测量误差设定为共变关系，也可以降低卡方值 8.23。

修正指标期望参数改变的模型图如图 7-7：

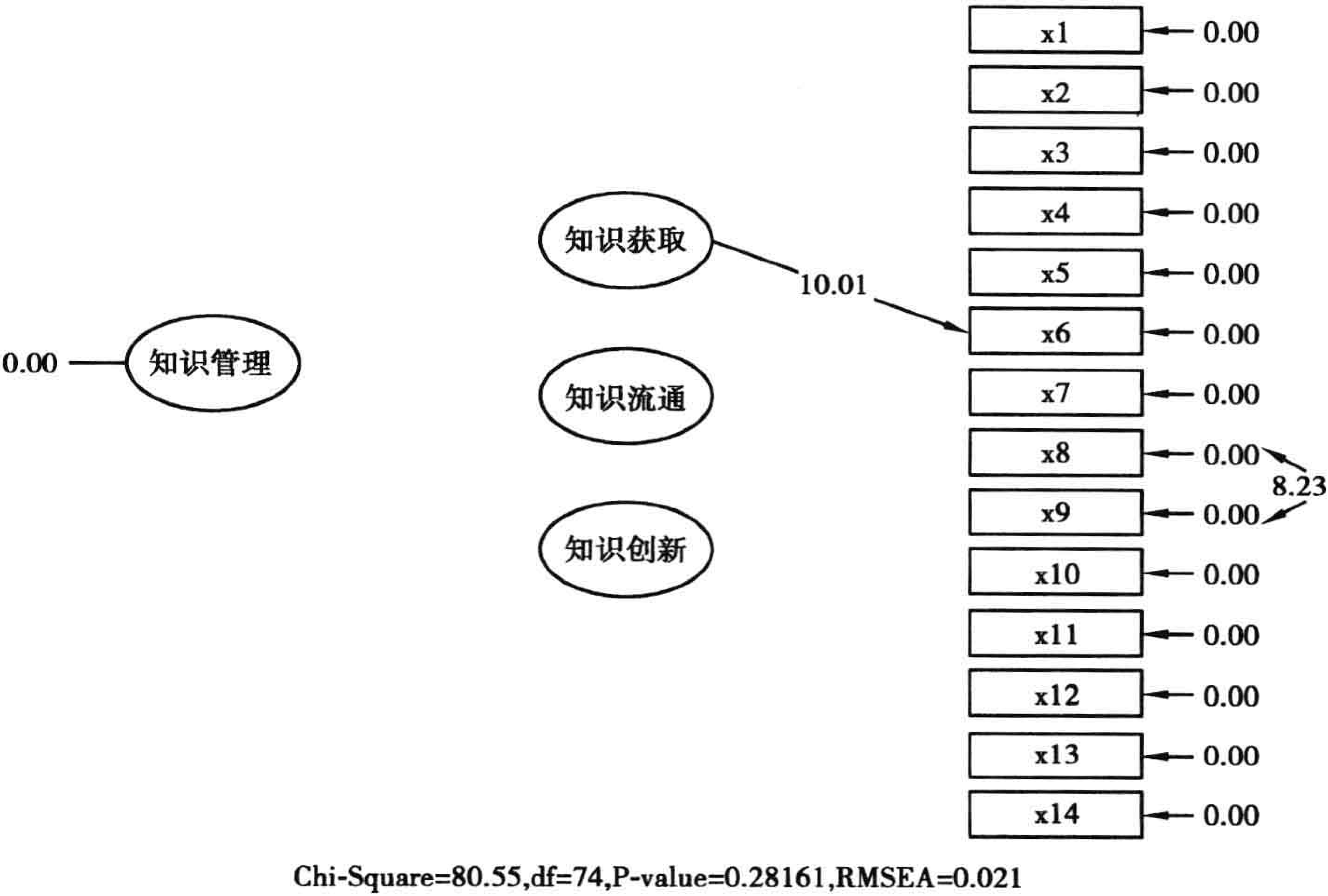

x1
0.00
x2
0.00
x3
0.00
x4
0.00
x5
0.00
x6
0.00
x7
0.00
x8
0.00
x9
0.00
8.23
x10
0.00
x11
0.00
x12
0.00
x13
0.00
x14
0.00
知识获取
10.01
0.00
知识管理
知识流通
知识创新
Chi-Square=80.55,df=74,P-value=0.28161,RMSEA=0.021

图 7-6

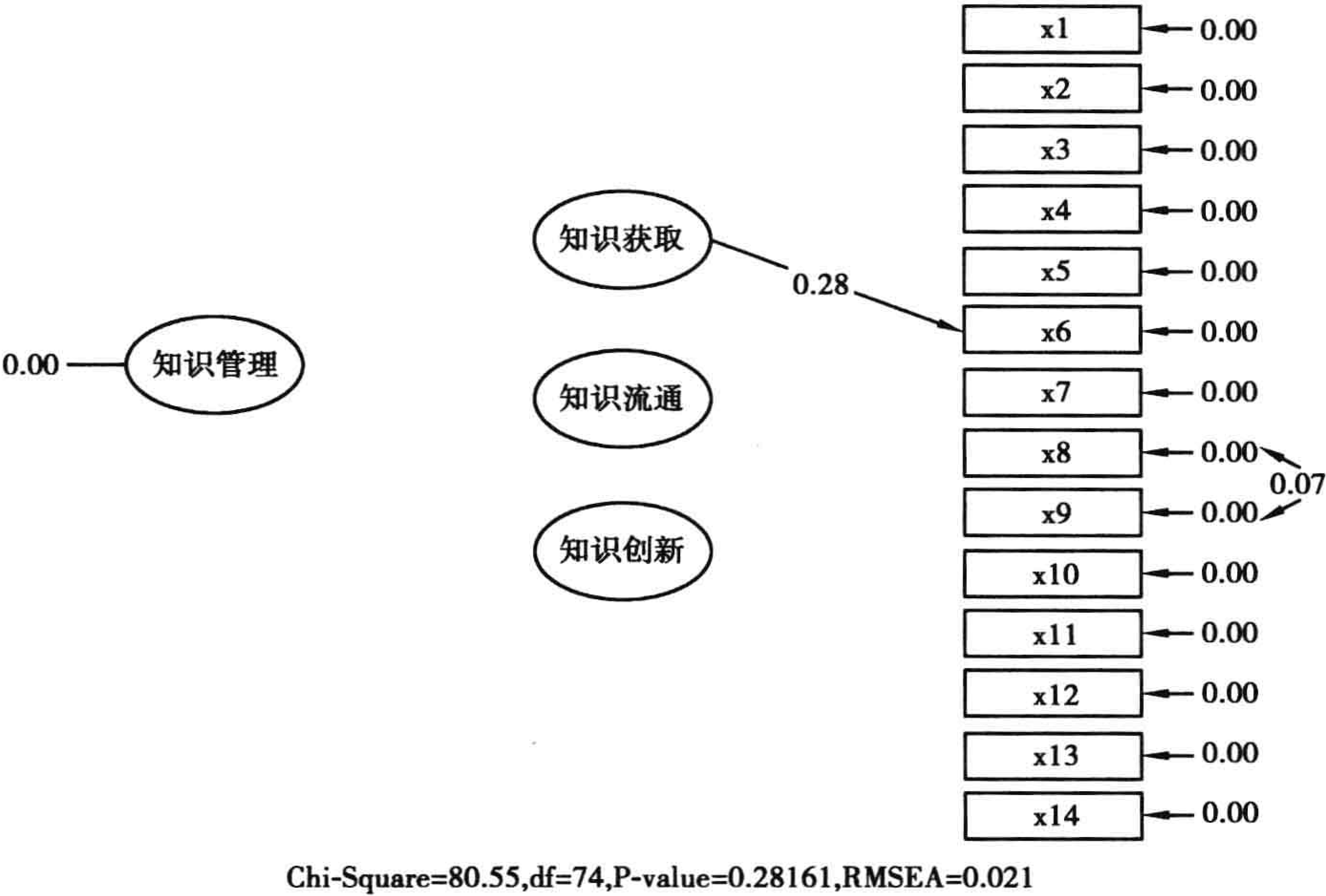

x1
0.00
x2
0.00
x3
0.00
x4
0.00
x5
0.00
x6
0.00
x7
0.00
x8
0.00
x9
0.00
0.07
x10
0.00
x11
0.00
x12
0.00
x13
0.00
x14
0.00
知识获取
0.28
0.00
知识管理
知识流通
知识创新
Chi-Square=80.55,df=74,P-value=0.28161,RMSEA=0.021

图 7-7

7.4 模型的修正

语法程序 1—增列 LISREL 报表数据

```
! Second-order CFA
Observed Variables:
x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 x9 x10 x11 x12 x13 x14
Raw Data From File d:/cfa_1/twofact. dat
Sample Size =200
Latent Variables:
acqu circ crea km
Rationships:
x1 x2 x3 x4 x5 x6          =acqu
x6 x7 x8 x9                =circ
x10 x11 x12 x13 x14        =crea
Paths:
km→acqu circ crea
Path diagram
Options:RS SC MI ND =2 IT =1000
End of Problem
```

语法程序 2—采用 SIMPLIS 的报表输出

```
! 二阶验证性因素分析
Observed Variables:
x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 x9 x10 x11 x12 x13 x14
Raw Data From File d:/cfa_1/twofact. dat
Sample Size =200
Latent Variables:
知识获取  知识流通  知识创新  知识管理
Rationships:
x1 x2 x3 x4 x5 x6          =知识获取
x6 x7 x8 x9                =知识流通
x10 x11 x12 x13 x14        =知识创新
Paths:
知识管理→知识获取  知识流通  知识创新
Path diagram
End of Problem
```

增列一条路径的报表结果

```
! 二阶验证性因素分析
Number of Iterations =29
LISREL Estimates(Maximum Likelihood)
```

Measurement Equations

```
x1 =0.67 * 知识获取,Errorvar. =0.45,R² =0.50
                               (0.051)
                                8.95
x2 =0.79 * 知识获取,Errorvar. =0.30,R² =0.68
   (0.073)                     (0.039)
   10.84                        7.82
x3 =0.71 * 知识获取,Errorvar. =0.23,R² =0.69
   (0.065)                     (0.030)
   10.93                        7.70
x4 =0.66 * 知识获取,Errorvar. =0.24,R² =0.65
   (0.062)                     (0.029)
   10.64                        8.07
x5 =0.60 * 知识获取,Errorvar. =0.39,R² =0.48
   (0.065)                     (0.043)
    9.26                        9.01
x6 =0.25 * 知识获取 +0.32 * 知识流通,Errorvar. =0.28,R² =0.50
   (0.074)          (0.078)                   (0.031)
    3.33             4.15                      9.11
x7 =0.55 * 知识流通,Errorvar. =0.28,R² =0.52
                               (0.034)
                                8.20
x8 =0.59 * 知识流通,Errorvar. =0.23,R² =0.60
   (0.059)                     (0.031)
    9.91                        7.48
x9 =0.59 * 知识流通,Errorvar. =0.20,R² =0.63
   (0.058)                     (0.028)
   10.13                        7.11
x10 =0.60 * 知识创新,Errorvar. =0.32,R² =0.53
                                (0.036)
                                 8.91
x11 =0.70 * 知识创新,Errorvar. =0.35,R² =0.58
    (0.067)                     (0.041)
    10.59                        8.67
x12 =0.70 * 知识创新,Errorvar. =0.34,R² =0.59
    (0.066)                     (0.040)
    10.64                        8.64
x13 =0.76 * 知识创新,Errorvar. =0.21,R² =0.73
    (0.064)                     (0.029)
    11.91                        7.40
x14 =0.68 * 知识创新,Errorvar. =0.22,R² =0.68
    (0.059)                     (0.027)
    11.50                        7.95
```

Structural Equations

知识获取 = 0.85 * 知识管理, Errorvar. = 0.27, R^2 = 0.73
(0.090) (0.071)
9.46 3.85

知识流通 = 0.85 * 知识管理, Errorvar. = 0.27, R^2 = 0.73
(0.091) (0.078)
9.39 3.51

知识创新 = 0.93 * 知识管理, Errorvar. = 0.14, R^2 = 0.86
(0.089) (0.061)
10.46 2.28

【说明】

上面的数据包含十四个测量方程(Measurement Equations)与三个结构方程(Structural Equations),测量方程为测量模型的参数估计值(非标准化估计值)、估计标准误、显著性检验 t 值、测量误差的估计值(误差变异量)、误差值的标准误及显著性检验的 t 值,与显性变量(观察变量)被其潜在变量解释的变异量;结构方程中 R^2,为初阶潜在变量被高阶共同因素解释的变异量,分别为 0.73,0.73,0.86。其中测量指标变量 X6 可以被知识获取与知识流通两个潜在变量解释的变异量为 50%,其回归系数分别为0.25,0.32。

修改后的二阶验证性因素各参数估计结果模型图如图 7-8:

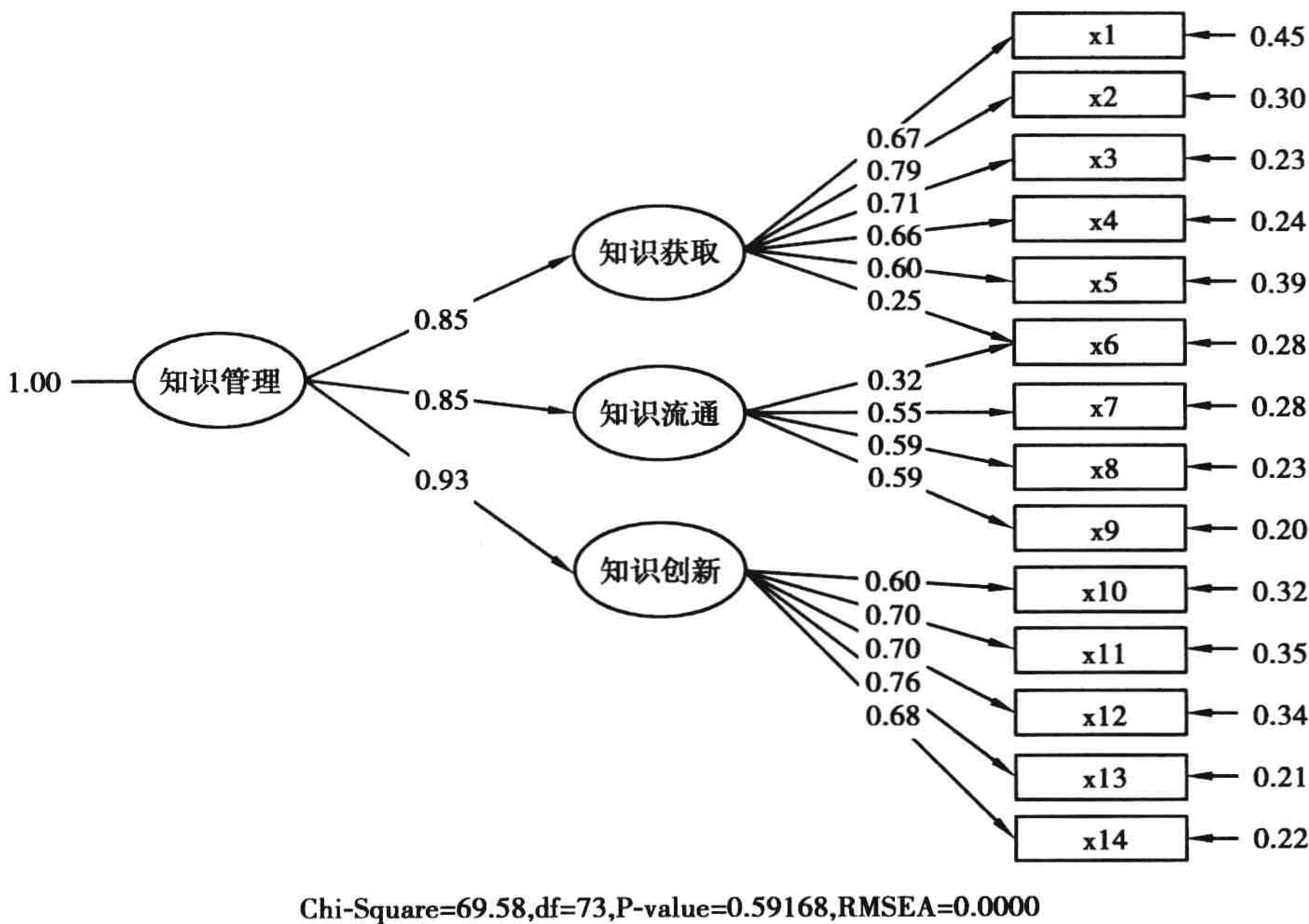


图 7-8

修改后的二阶验证性因素各参数估计结果显著性检验的 t 值模型图如图 7-9,所有估计的参数均达显著水平:

修改后模型图最终的完全标准化估计值模型图如图 7-10:

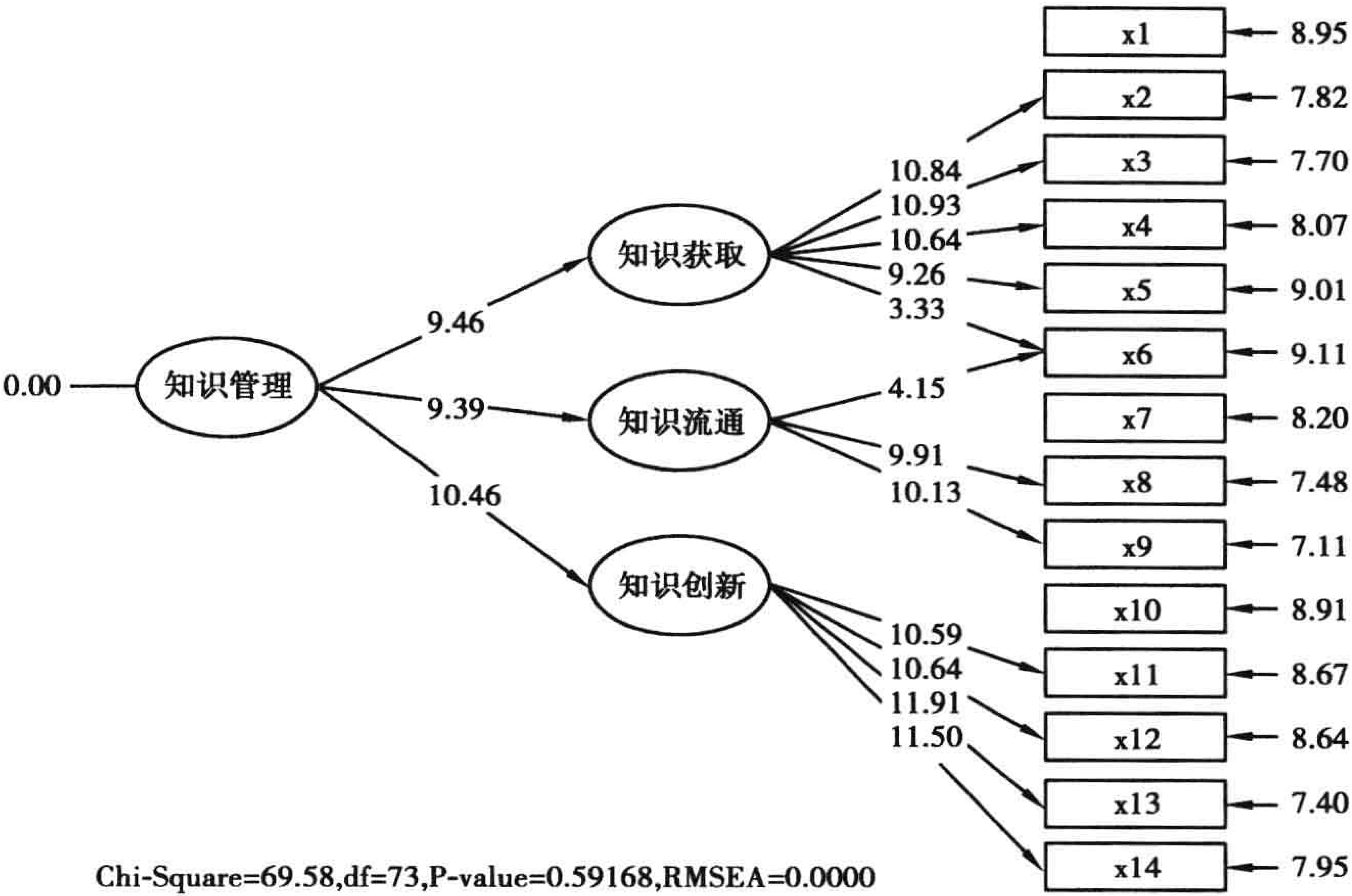


图 7-9

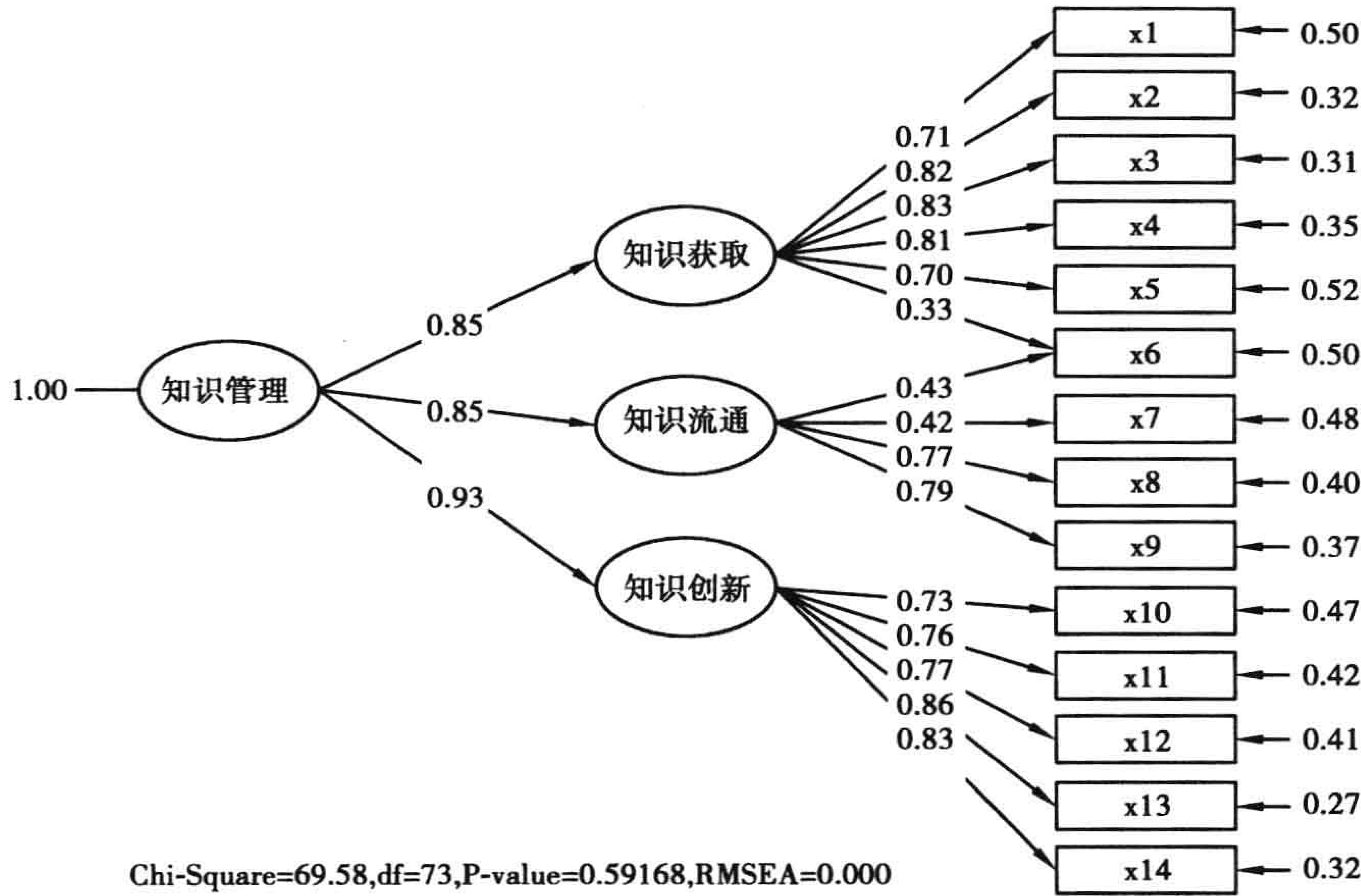


图 7-10

【说明】

将测量变量流程改善(X6)与知识获取建立关联(新增一条路径),则新的高阶验证性因素模型图如图 7-9 所示。其中卡方值由 80.55($p=0.282>0.05$),变成 69.58($p=0.59168>0.05$),接受虚无假设,而 RMSEA 由 0.201 变成 0.000,显示两个假设模型与实际数据契合度均良好,整体适配度检验结果理想,而修正后新模型图与实际数据更能适配。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 73
Minimum Fit Function Chi-Square = 69.21 (P = 0.60)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 69.58 (P = 0.59)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0;19.88)
Minimum Fit Function Value = 0.35
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0;0.100)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0; 0.037)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 1.00
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.69
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.69;0.79)
ECVI for Saturated Model = 1.06
ECVI for Independence Model = 24.19
Chi-Square for Independence Model with 91 Degrees of Freedom = 4785.04
Independence AIC = 4813.04
Model AIC = 133.58
Saturated AIC = 210.00
Independence CAIC = 4873.22
Model CAIC = 271.13
Saturated CAIC = 661.32
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.79
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.98
Critical N (CN) = 300.07
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.025
Standardized RMR = 0.034
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.95
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.93
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.66

【说明】

将初始模型与修正模型主要适配度比较整理如下表：

	df	卡方值	RMSEA	NCP	ECVI	AIC	CAIC
初始模型	74	80.55 p = .28	0.021	6.55	0.72	142.55	275.80
修正模型	73	65.98 p = .59	0.000	0.00	0.69	133.58	271.13

从上述适配度指标值来看，两个假设模型与观察数据间均能适配，但与初始模型相较，修正模型的适配情形更为良好。

设定指标变量 X8 与 X9 之测量误差项间的相关

语法程序与上类同，增列一行语法

[Set the Error Covariance between x8 and x9 Free]，表示两个观察变量间的测量误差间有共变关系。

```
! 二阶验证性因素分析
Observed Variables:
x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 x9 x10 x11 x12 x13 x14
Raw Data From File d:/cfa_1/twofact. dat
Sample Size = 200
Latent Variables:
知识获取　知识流通　知识创新　知识管理
Rationships:
x1 x2 x3 x4 x5 x6                    = 知识获取
x6 x7 x8 x9                          = 知识流通
x10 x11 x12 x13 x14                  = 知识创新
Paths:
知识管理→知识获取　知识流通　知识创新
Set the Error Covariance between x8 and x9 Free
Path diagram
End of Problem
```

增列误差项的输出结果如下：

```
! 二阶验证性因素分析
Number of Iterations = 30
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
      Measurement Equations
   x1 = 0.67 * 知识获取, Errorvar. = 0.45, R² = 0.50
                                  (0.051)
                                   8.95
   x2 = 0.79 * 知识获取, Errorvar. = 0.30, R² = 0.68
       (0.073)                    (0.039)
       10.86                       7.81
   x3 = 0.71 * 知识获取, Errorvar. = 0.23, R² = 0.69
       (0.065)                    (0.030)
       10.93                       7.71
   x4 = 0.66 * 知识获取, Errorvar. = 0.24, R² = 0.65
       (0.062)                    (0.029)
       10.65                       8.06
   x5 = 0.60 * 知识获取, Errorvar. = 0.39, R² = 0.49
       (0.065)                    (0.043)
        9.26                       9.01
   x6 = 0.21 * 知识获取 + 0.36 * 知识流通, Errorvar. = 0.28, R² = 0.51
       (0.084)          (0.089)                     (0.032)
        2.48             4.05                         8.79
```

```
x7 =0.56 * 知识流通,Errorvar. =0.27,R² =0.54
                              (0.034)
                               7.79
x8 =0.56 * 知识流通,Errorvar. =0.27,R² =0.54
   (0.061)                    (0.037)
    9.15                       7.22
x9 =0.56 * 知识流通,Errorvar. =0.23,R² =0.58
   (0.059)                    (0.034)
    9.45                       6.88
x10 =0.60 * 知识创新,Errorvar. =0.32,R² =0.54
                              (0.036)
                               8.90
x11 =0.71 * 知识创新,Errorvar. =0.35,R² =0.58
    (0.066)                   (0.041)
    10.61                      8.66
x12 =0.70 * 知识创新,Errorvar. =0.34,R² =0.59
    (0.066)                   (0.040)
    10.66                      8.63
x13 =0.76 * 知识创新,Errorvar. =0.21,R² =0.73
    (0.064)                   (0.029)
    11.91                      7.41
x14 =0.68 * 知识创新,Errorvar. =0.22,R² =0.68
    (0.059)                   (0.027)
    11.51                      7.95
 Error Covariance for x9 and x8 =0.048
                 (0.028)
                  1.72
          Structrual Equations
知识获取 =0.85 * 知识管理,Errorvar. =0.27,R² =0.73
     (0.090)                 (0.070)
      9.51                    3.80
知识流通 =0.88 * 知识管理,Errorvar. =0.22,R² =0.78
     (0.092)                 (0.080)
      9.63                    2.78
知识创新 =0.92 * 知识管理,Errorvar. =0.15,R² =0.85
     (0.088)                 (0.060)
      10.44                   2.46
```

【说明】

在上述输出报表中,增列出观察变量 X9 与 X8 的误差协方差估计值,其数值等于 0.048,显著性检验的 t 值等于 1.72,小于 1.96,未达 0.05 的显著水平。各估计参数显著性检验的 t 值如图 7-11:

最终完全标准化解值的路径系数图如图 7-12:

【说明】

将观察变量 X8 与观察变量 X9 间的测量误差由没有共变关系,设定为有共变关系,其卡方值由 69.58 再减为 66.18,而显著性概率值 p 由 0.59198 变为 0.67097,均大于

0.05，显示模型还是与数据适配，只是此测量误差间的共变关系并没有达到显著水平，因而此一修正似乎没有必要。

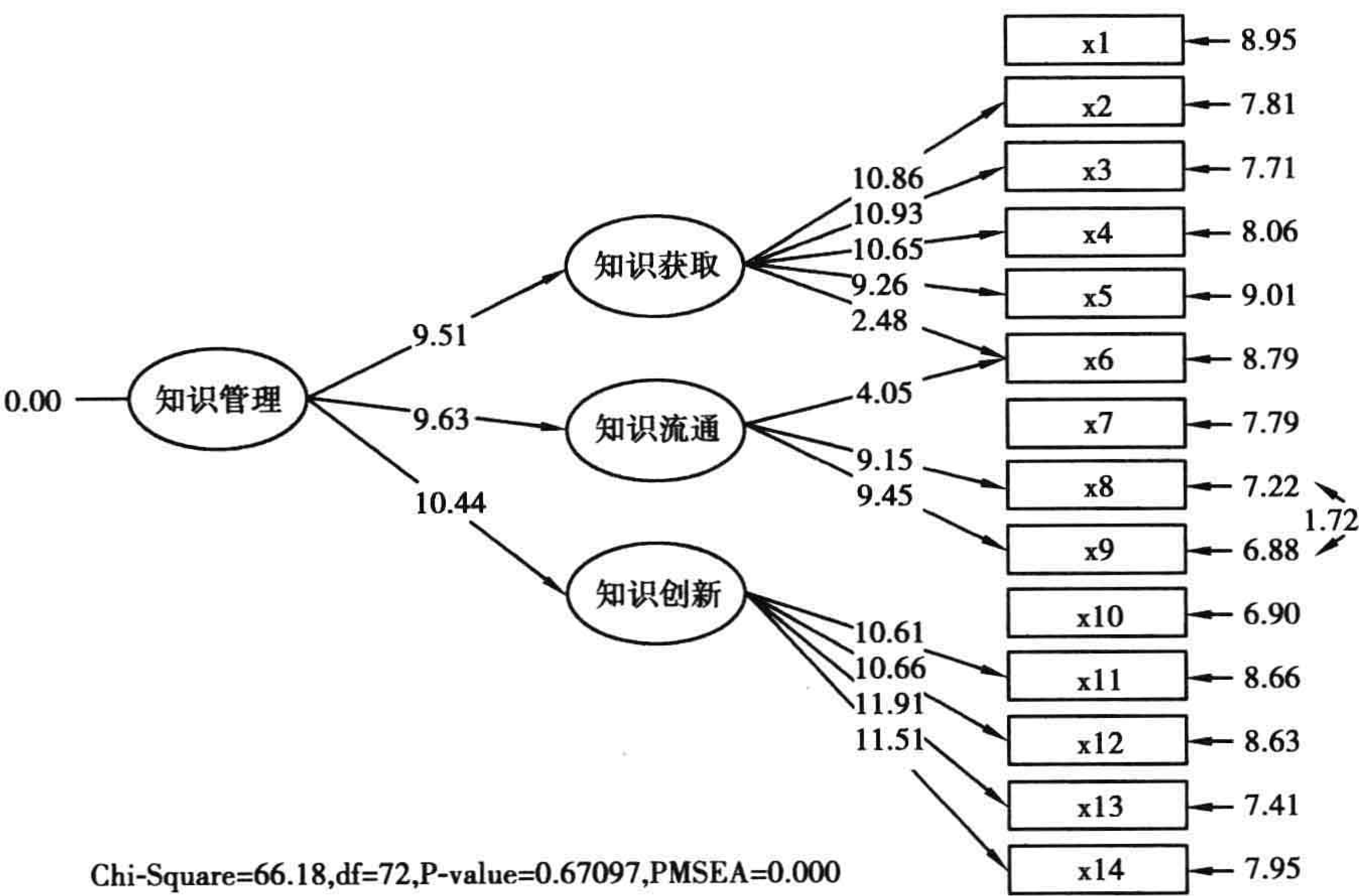


图 7-11

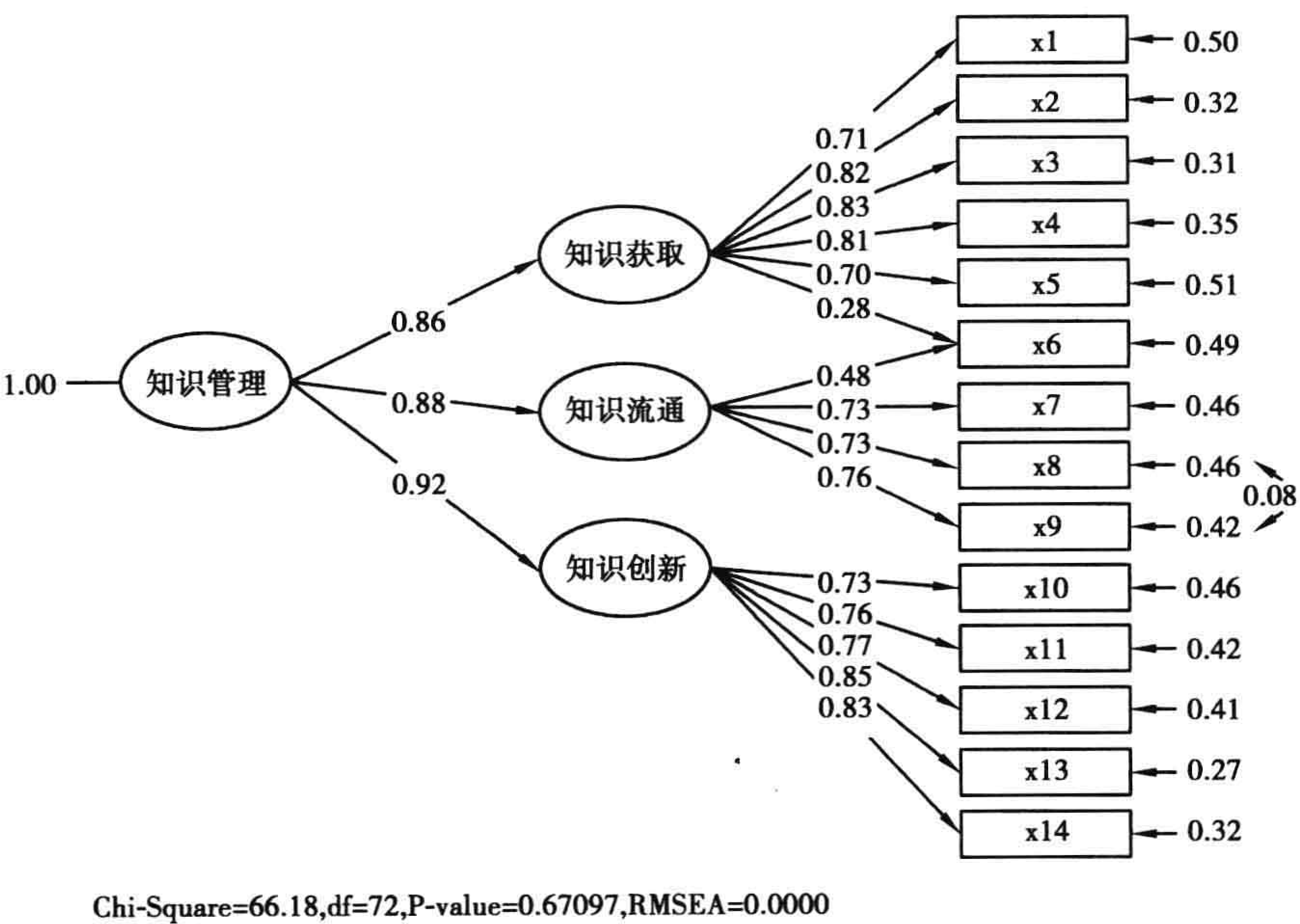


图 7-12

第八章 观察变量的路径分析

在结构方程模型中，若是各潜在变量均只有一个观察变量或测量指标，则所有测量指标均能100%解释其潜在变量的变异，其测量误差是0。只有一个观察变量之潜在变量间的结构模型，即所谓的路径分析或径路分析(path analysis)。传统回归取向的路径分析只探究径路系数的影响是否达到显著，无法就整体路径分析的假设模型作整体契合度的检验，此外，也无法有效估计其测量误差。以变量性质来区分路径分析，其模型有两种：一为传统的路径分析，模型所有的变量均为测量指标变量，这些测量指标变量通常是量表中数个测量题项分数的加总，而非是单一题项，此种 SEM 的路径分析称为“观察变量路径分析”(path analysis with observed variables，简称为 PA-OV 模型)，PA-OV 模型是一种没有包含任何潜在变量的结构方程模型。

另外一种路径分析，则是结合传统的路径分析与验证性因素分析之测量模型，分析模型中除观察变量外，也包含潜在变量，因而同时既是测量模型(潜在变量与其测量指标变量关系)也是结构模型(其余观察变量间或观察变量与潜在变量间的关系)，模型中若以观察变量为“因变量”、潜在变量为“果变量”，则成为形成性指标，此种包含潜在变量的路径分析，称为潜在变量路径分析(pathanalysis with latent variables，简称为 PA-LV 模型)，PA-LV 模型统合了形成性指标(formative indicators)与反映性指标(reflective indicators)两种指标类型，此种模型分析不但可以进行潜在变量与其指标变量所构成之测量模型的估计，也可以进行变量间路径分析的检验。

路径分析(path analysis)中借由变量的安排，有两种基本的类型，递归模型(recursivemodel)与非递归模型(nonrecursivemodel)，二者的差异主要在于递归模型的残差间并假设未有相关存在；而非递归模型的残差间则假设有相关存在，或是变量间具有回溯关系存在。回归与非递归模型的区别除了变量关系上的差异外，更重要的是技术上的区别，递归模型的概念与传统多元回归分析较为接近，在分析上可以多元回归分析来获得各项数据，因而递归模型路径分析又称为回归模型。再从概念的层次来看，递归模型假设所有的因果关系是单一方向的，且残差项是彼此独立的，在模型的建立上条件较严谨，没有太大弹性，但是所有参数都可以传统的多元回归分析来估计(邱皓政，2005)。传统的路径分析多数是观察变量的路径分析，采用的模型多为递归模型(非递归模型无法以传统的复回归方法来进行分析)。

传统路径分析即观察变量直接的因果模型，在 PA-OV 路径分析模型中，没有潜在变量，只有直接观察或测量的变量，如模型中有 X 变量与 Y 变量，Y 变量是被模型解释的变量，Y 变量间的方差与协方差可以被 X 变量解释，X 变量可能是随机变量或一组固定数值。此种结构方程式一般的模型如下：

$$Y = \alpha + BY + \Gamma X + \zeta$$

其中，$Y'=(Y_1,Y_2,\cdots,Y_P)$是联合因变量

$X'=(X_1,X_2,\cdots,X_P)$是解释变量

$\zeta'=(\zeta_1,\zeta_2,\cdots,\zeta_P)$是方程式误差

常见回归方程模型的假设模型图示及其 SIMPLIS 语法界定如下（修改自 Joreskog & Sorbom，1993，pp. 141-142）：

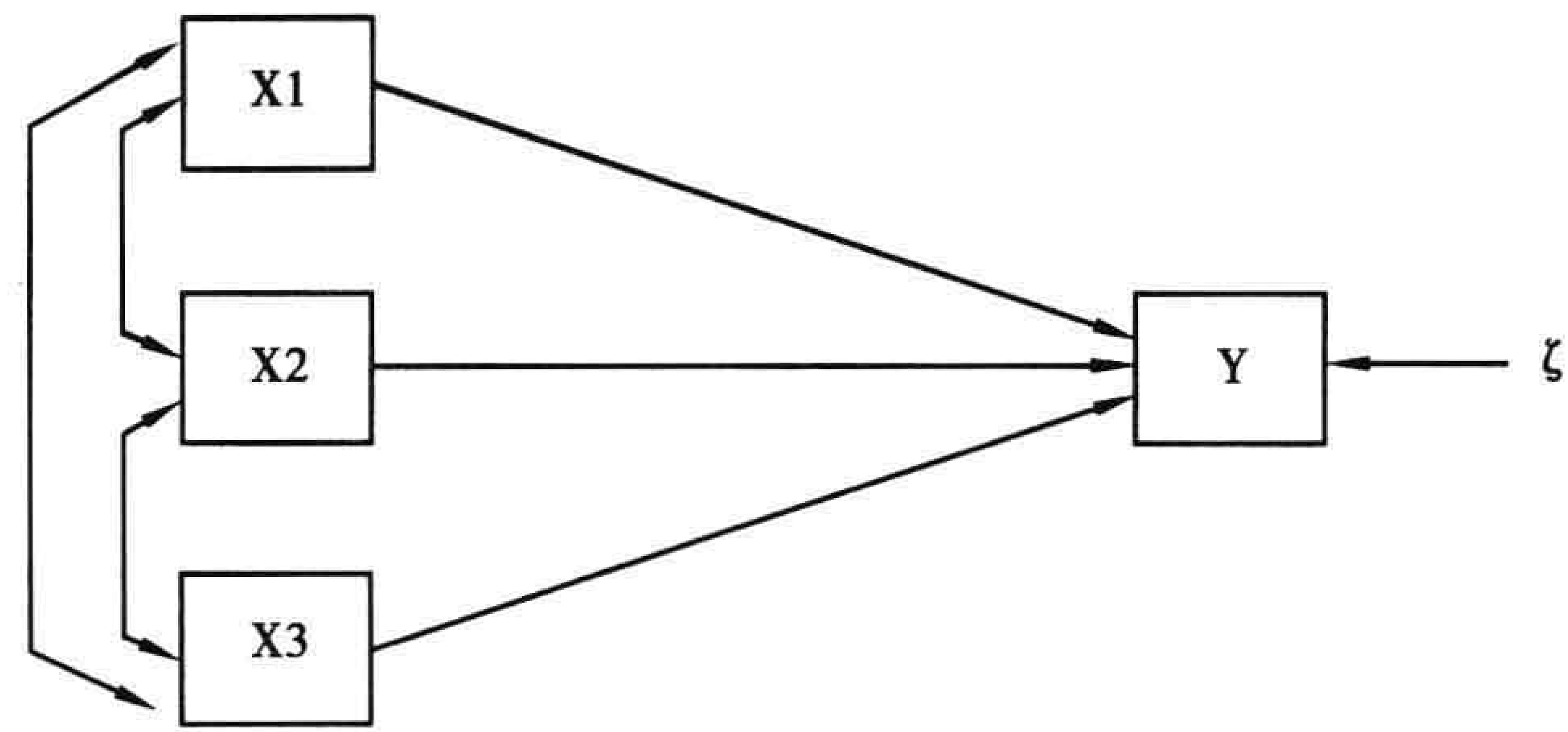


图 8-1　单一回归方程模型图

变量间影响关系如下：

Paths:
X1 X2 X3 → Y
或
Relationships:
Y = X1 X2 X3

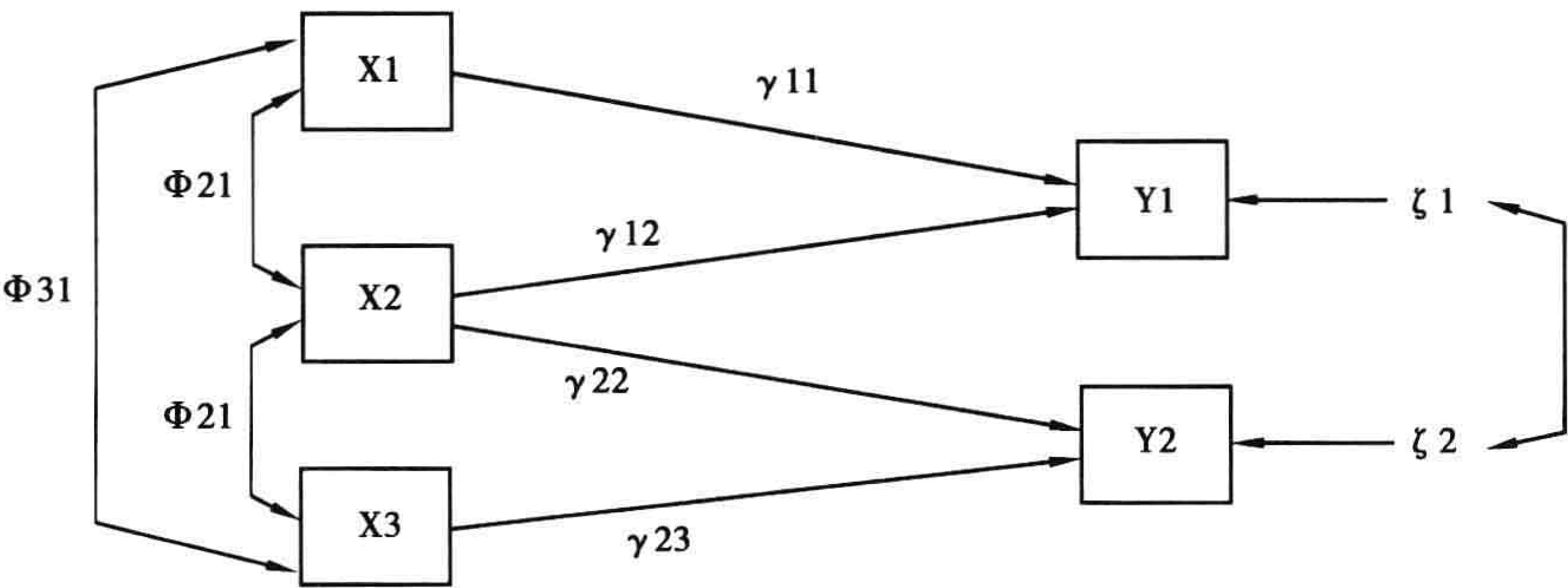


图 8-2　双变量因变量回归方程模型图

图 8-2 变量间影响关系如下：

Paths:
X1 X2 → Y1
X2 X3 → Y2
！界定观察变量 Y1 与 Y2 的误差间有共变关系
Set the Error Covariance of Y2 and Y1 Free
或
Let the Errors between Y2 and Y1 correlate
或
Relationships:
Y1 = X1 X2
Y2 = X2 X3
！界定观察变量 Y1 与 Y2 的误差间有共变关系

Set the Error Covariance of Y2 and Y1 Free
或
Let the Errors between Y2 and Y1 correlate

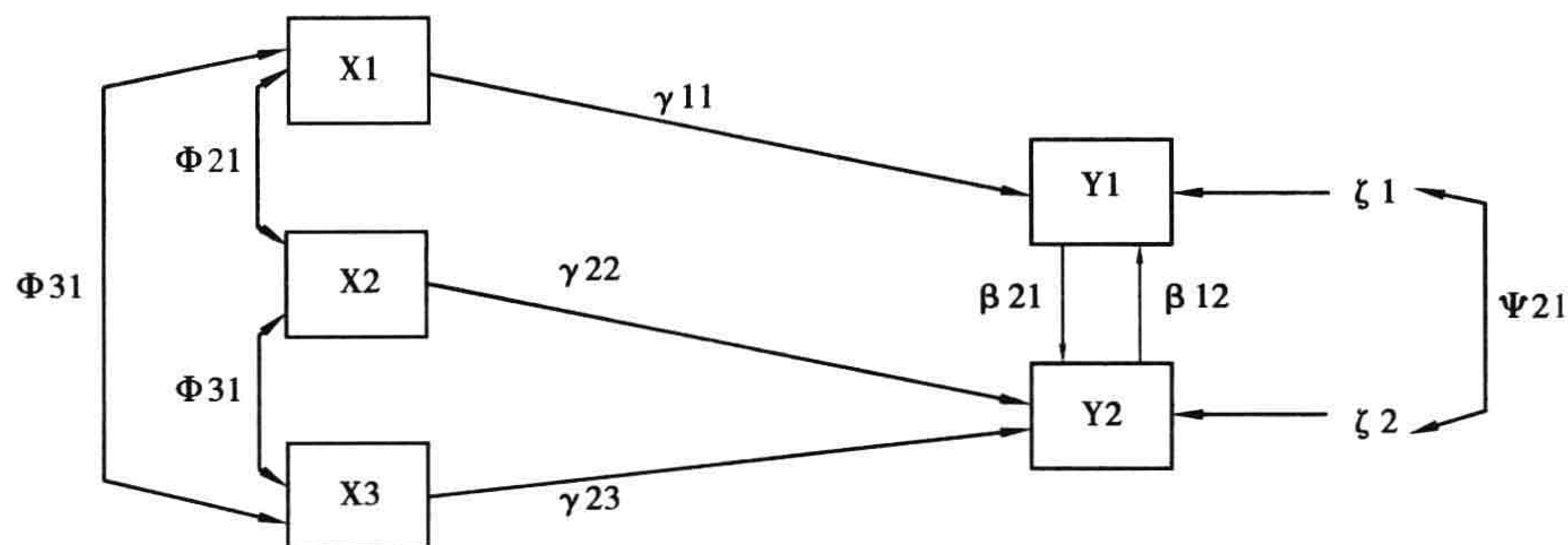


图 8-3 非递归回归方程模型图

图 8-3 非递归回归方程模型图变量间影响关系的语法界定如下：

Paths：
X1 Y2 → Y1
X2 X3 Y1 → Y2
！界定观察变量 Y1 与 Y2 的误差间有共变关系
Set the Error Covariance of Y2 and Y1 Free
或
Relationships：
Y1 = X1 Y2
Y2 = X2 X3 Y1
！界定观察变量 Y1 与 Y2 的误差间有共变关系
Set the Error Covariance of Y2 and Y1 Free

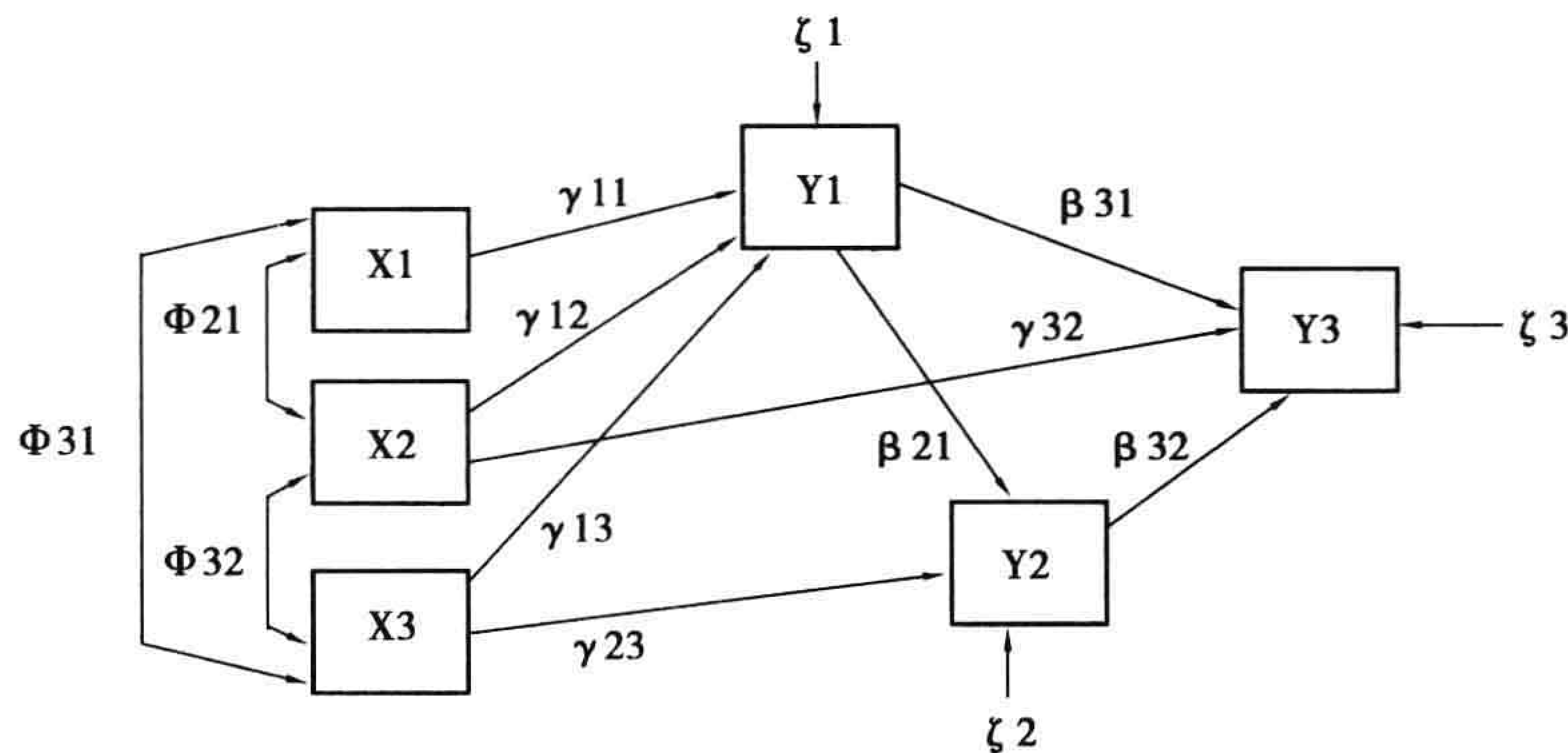


图 8-4 递归回归方程模型图

图 8-4 递归回归方程模型图变量间影响关系的语法界定如下：

Paths：
X1 X2 X3 → Y1
X3 Y1 → Y2
X2 Y1 Y2 → Y3
或
Relationships：

Y1 = X1 X2 X3
Y2 = X3 Y1
Y3 = X2 Y1 Y2

图 8-4 中六个变量均是观察变量,并无潜在变量。其实在路径分析中,每个潜在变量均只有一个观察变量,所有观察变量(X 变量、Y 变量)都百分之百代表其所属的潜在变量,所以其测量误差均都为 0,所有的因素负荷量 λ 均为 1。图 8-5 为包含潜在变量的路径分析图,所有外因潜在变量 ζ 均只有一个观察指标,所有内因潜在变量 η 也均只有一个观察指标。上述 PA-OV 路径分析其实就是进行下列结构方程模型的分析。

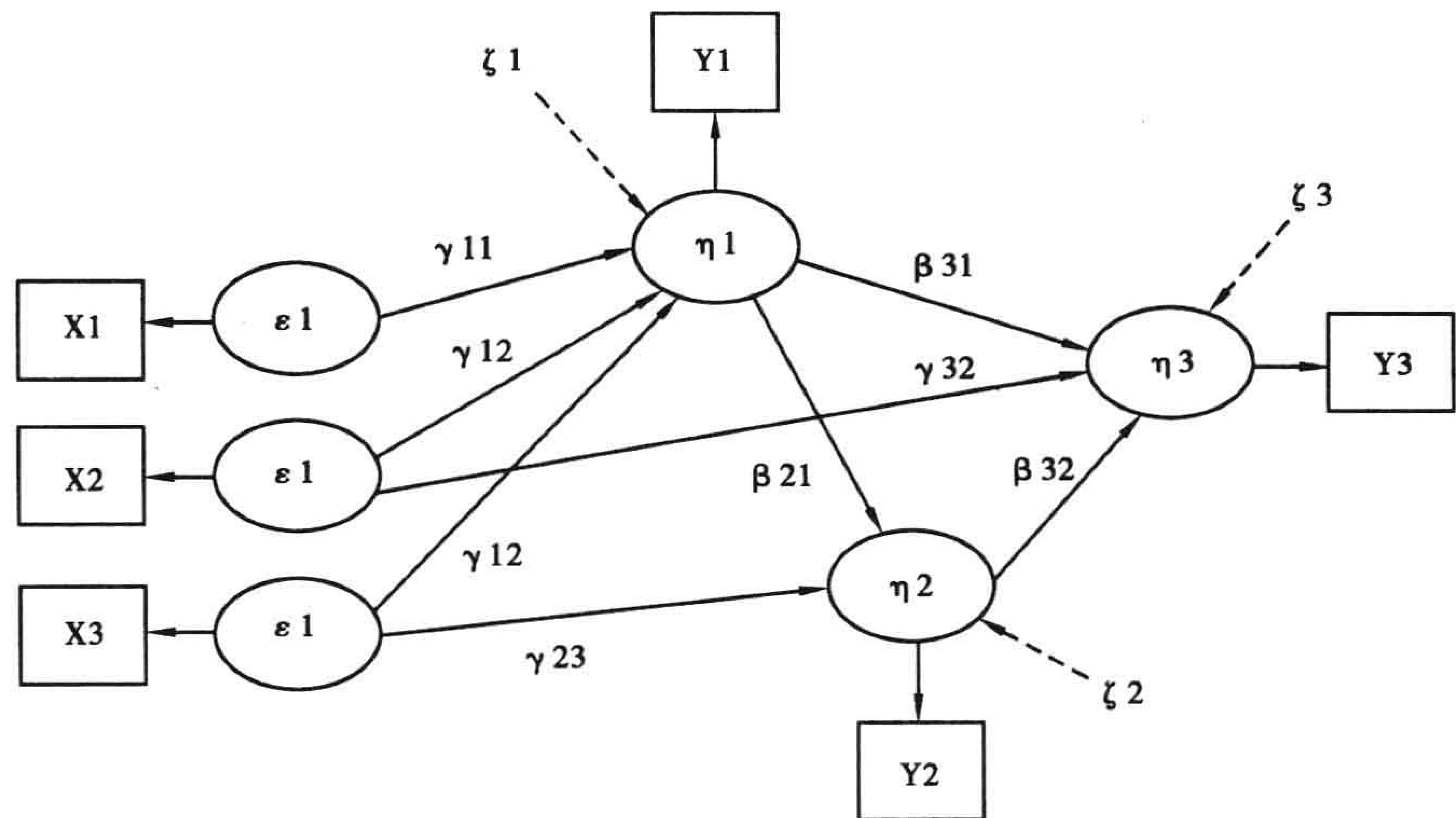


图 8-5 包含潜在变量的递归回归方程模型图

在 SEM 分析模型中,如所有的潜在变量之测量指标(X 变量、Y 变量)均只有一个,则图 8-5 的路径分析模型图可以简化成图 8-4,潜在变量的关系即成为观察变量(X 变量、Y 变量)的因果关系,因为模型图中均为观察变量,故路径分析假设模型图以方框表示变量,此种路径分析称为观察变量路径分析。而以单箭号表示变量间的因果关系,双箭号表示没有因果关系,但二者间的确有相关存在。因而路径分析模型可以说是 SEM 分析型态中的一种特例。

如果是一个完全递归模型,其中外衍变量为 X1,X2,X3,联合因变量为 Y1,Y2,Y3,则形成的结构方程式如下:

$$Y_1 = \gamma_{11} X_1 + \gamma_{12} X_2 + \gamma_{13} X_3 + \zeta_1$$
$$Y_2 = \beta_{21} Y_1 + \gamma_{21} X_1 + \gamma_{22} X_2 + \gamma_{23} X_3 + \zeta_2$$
$$Y_3 = \beta_{31} Y_1 + \beta_{32} X_2 + \gamma_{31} X_1 + \gamma_{32} X_2 + \gamma_{33} X_3 + \zeta_3$$

8.1 企业组织员工工作满意的因果模型

研究问题

有一管理学者想探究企业组织员工工作满意的因果模型,其根据组织行为学的相关理论,提出薪资福利(X1)、工作环境(X2)、组织制度(X3)、主管领导(X4)、组织气氛

(Y1)、工作投入(Y2)与工作满意(Y3)等七个变量间的因果模型图(图 8-6)。此学者采取分层随机取样方式,各从大型、中型、小型企业组织中随机抽取 200 名员工填写"员工知觉感受问卷",全部有效样本数为 600 名,问此学者所提的企业员工工作满意因果模型与实际数据的契合度(适配度)如何?

上述"员工知觉感受问卷"共包含七种量表:薪资福利感受量表有六个题项;工作环境感受量表有七个题项;组织制度感受量表有八个题项;主管领导感受量表有九个题项;组织气氛感受量表有十个题项;工作投入感受量表有七个题项;工作满意感受量表有八个题项。每份量表题项的总分作为其指标变量,得分愈高,表示知觉感受愈佳(或愈积极、愈正向)。

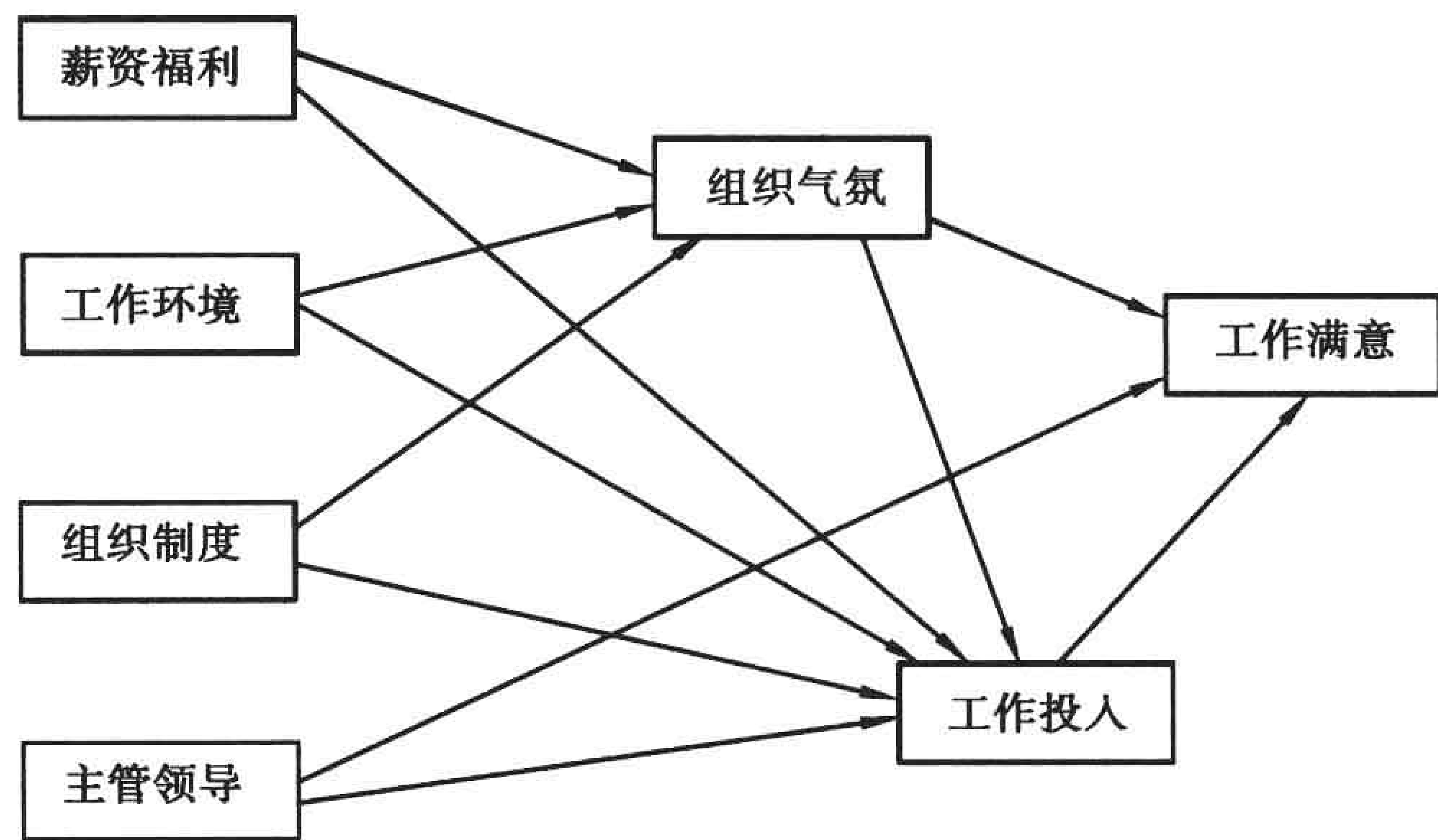


图 8-6 企业员工工作满意因果模型图

上述工作满意路径分析图中,薪资福利、工作环境、组织制度、主管领导四个自变量及组织气氛等五个变量直接影响到企业员工的工作投入感;而薪资福利、工作环境、组织制度三个自变量则直接影响到企业员工的组织气氛;主管领导、组织气氛、工作投入三个变量直接影响到企业员工的工作满意度。

工作满意度的路径图的各径路系数以符号表示如图 8-7:

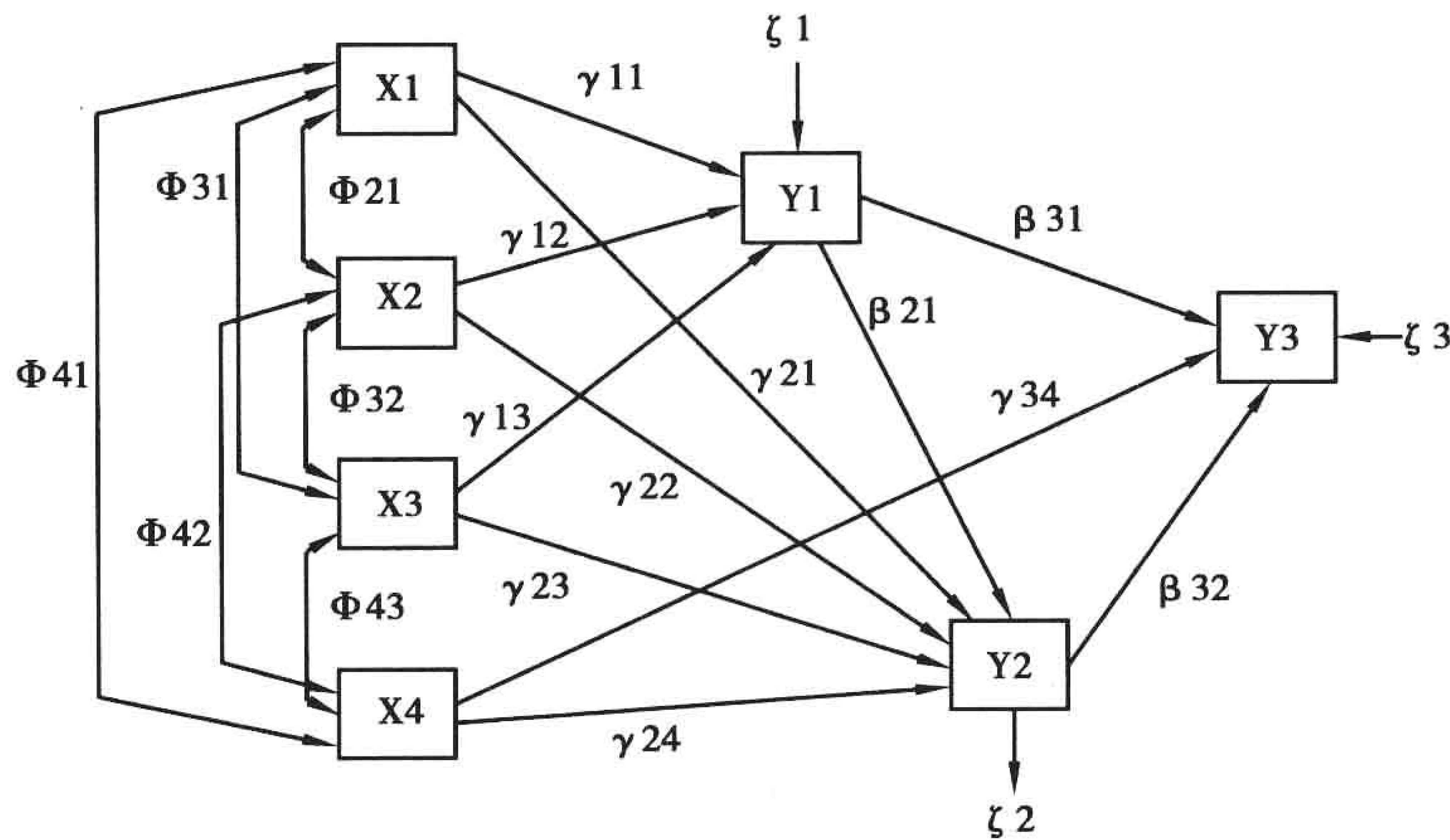


图 8-7 企业员工工作满意路径分析径路系数模型图

上述的路径分析图以复回归方式分析,共有以下三个复回归分析模型:

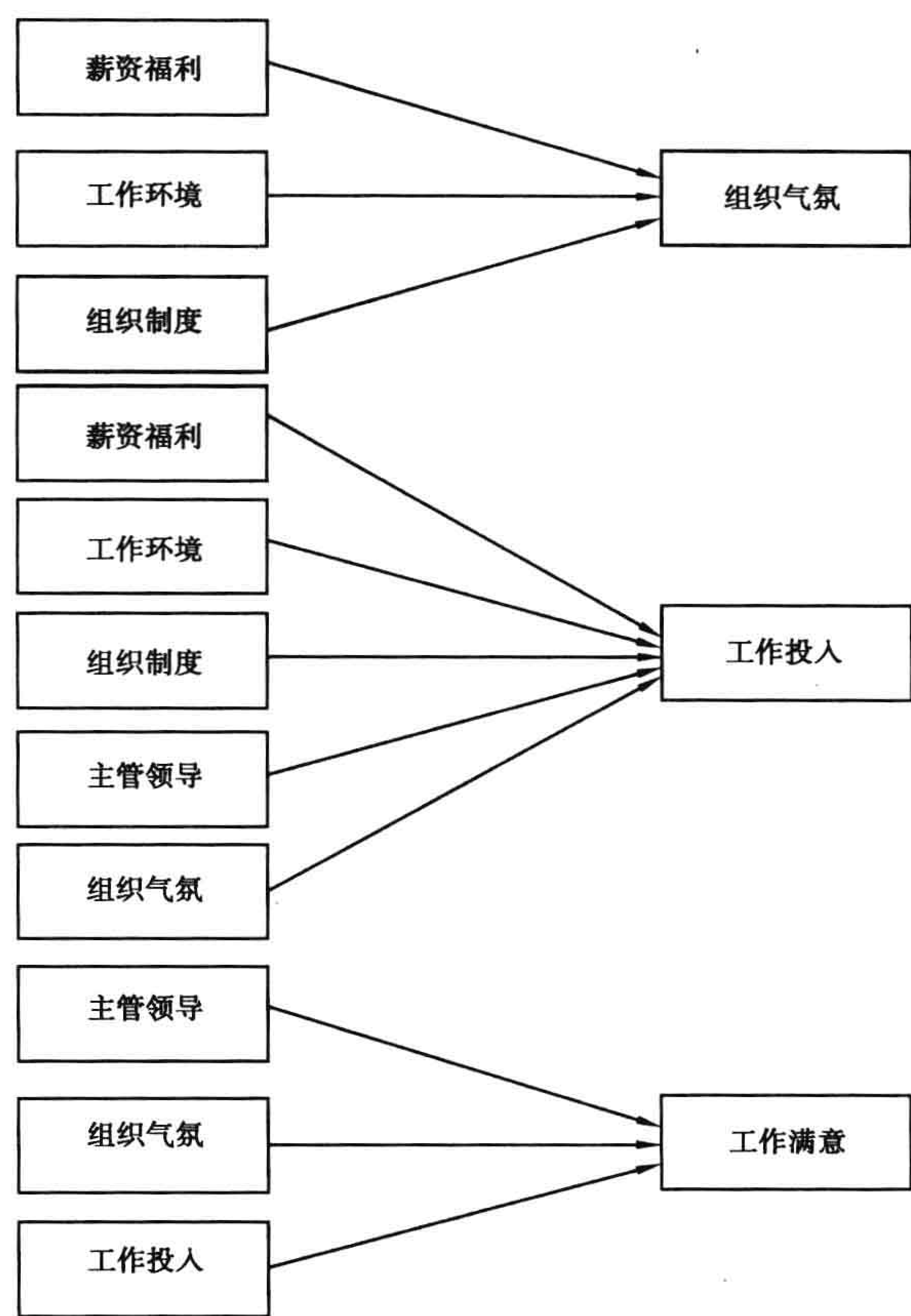


图 8-8

语法程序

```
! Path Analysis
Observed Variables:
X1 X2 X3 X4 Y1 Y2 Y3
Correlation Matrix
1.000
 .100   1.000
 .277    .152   1.000
 .250    .108    .611   1.000
 .572    .105    .294    .248   1.000
 .489    .213    .446    .410    .597   1.000
 .335    .153    .303    .331    .478    .651   1.000
Sample Size =600
Relationships:
Y1 =X1 X2 X3
Y2 =X1 X2 X3 X4
Y3 =X4 Y1 Y2
Y2 =Y1
Path Diagram
```

```
LISREL Output rs se sc tv mi pc ef to nd = 3
End of Problem
```

【备注】

上述相关矩阵数据修改自 Joreskog 与 Sornorm(1993)编著之《LISREL8 使用者参照指引》,第 154 页。

[LISREL Output]指令后的次选项[ef]界定列出总效果与间接效果值,[pc]为列出估计参数的相关系数,[to]为界定正常打印,每行打印 80 个字符,[tv]界定输出参数的 t 检验值,[mi]界定呈现模型的修正指标值。

变量如使用中文,则语法程序如下:

```
! 路径分析
Observed Variables:
薪资福利    工作环境    组织制度    主管领导
组织气氛    工作投入    工作满意
Correlation Matrix
1.000
 .100   1.000
 .277    .152   1.000
 .250    .108    .611   1.000
 .572    .105    .294    .248   1.000
 .489    .213    .446    .410    .597   1.000
 .335    .153    .303    .331    .478    .651   1.000
Sample Size = 600
Relationships:
组织气氛 = 薪资福利   工作环境   组织制度
工作投入 = 薪资福利   工作环境   组织制度   主管领导
工作满意 = 主管领导   组织气氛   工作投入
工作投入 = 组织气氛
Path Diagram
LISREL Output rs se sc tv mi pc ef to nd = 3
End of Problem
```

【说明】

上述 LISREL 输出结果包含:

1. [rs]:输出适配的方差协方差矩阵($\hat{\Sigma}$矩阵)、残差(S 矩阵 - $\hat{\Sigma}$矩阵)、标准化残差与 Q-plot 图。
2. [se]:输出参数估计标准误。
3. [sc]:输出所有参数(包含观察变量与潜在变量)的完全标准化估计值。
4. [tv]:输出所有估计参数显著性检验的 t 值。
5. [mi]:输出模型修正指标数值(modification indices)。
6. [pc]:输出估计值间之相关矩阵(correlation of estimates)。
7. [ef]:输出参数间影响之总效果值及间接效果值。
8. [to]:正常打印,每行打印 80 个字符数。
9. [nd = 3]:输出的数值至小数第三位(number of decimal places)。

采用[Options:]指令作为输出报表格式:

```
! 路径分析
Observed Variables:
薪资福利    工作环境    组织制度    主管领导
组织气氛    工作投入    工作满意
Correlation Matrix
1.000
 .100   1.000
 .277    .152   1.000
 .250    .108    .611   1.000
 .572    .105    .294    .248   1.000
 .489    .213    .446    .410    .597   1.000
 .335    .153    .303    .331    .478    .651   1.000
Sample Size = 600
Paths:
薪资福利    工作环境    组织制度→ 组织气氛
薪资福利    工作环境    组织制度    主管领导    组织气氛→ 工作投入
主管领导    组织气氛    工作投入→工作满意
Path Diagram
Options: RS MI SC EF PC ND = 3
End of Problem
```

报表结果

! Path Analysis

Correlation Matrix

	Y1	Y2	Y3	X1	X2	X3	X4
Y1	1.000						
Y2	0.597	1.000					
Y3	0.478	0.651	1.000				
X1	0.572	0.489	0.335	1.000			
X2	0.105	0.213	0.153	0.100	1.000		
X3	0.294	0.446	0.303	0.277	0.152	1.000	
X4	0.248	0.410	0.331	0.250	0.108	0.611	1.000

【说明】

上表为 LISREL 所输出的七个变量间的相关矩阵,此矩阵先呈现因变量间的相关,再呈现自变量间的相关,其中工作投入(Y2)与工作满意(Y3)间的相关系数(r=0.651),组织制度(X3)与主管领导(X4)间的相关系数(r=0.611)均高于0.600。而组织气氛(Y1)与工作投入(Y2)间的相关系数等于0.597,组织气氛(Y1)与薪资福利(X1)间的相关系数等于0.572,相关系数值高于0.500。四个 X 变量与三个 Y 变量间所构成的相关系数矩阵中的系数值均为正数,表示七个变量呈现正相关。

! Path Analysis

Number of Iterations = 4

【说明】

上表数据为模型聚合的迭代次数，经过 4 次迭代运算，模型即获得聚合。

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

BETA

	Y1	Y2	Y3
Y1	- -	- -	- -
Y2	0.405	-	-
	(0.036)		
	11.102		
Y3	0.138	0.537	-
	(0.038)	(0.041)	
	3.633	13.224	

GAMMA

	X1	X2	X3	X4
Y1	0.529	0.030	0.143	- -
	(0.035)	(0.034)	(0.035)	
	15.339	0.905	4.108	
Y2	0.160	0.112	0.173	0.152
	(0.036)	(0.030)	(0.038)	(0.037)
	4.398	3.739	4.514	4.056
Y3	-	-	-	0.077
				(0.033)
				2.287

【说明】

上表为采用最大概似法（ML 法）之原始参数估计值、估计标准误与 t 值，三个 Beta（β）值的 t 值均大于 1.96，表示三个潜在因变量间因果模型的路径系数均达显著；而八个 Gamma（γ）值的 t 值除工作环境（X2）对组织气氛（Y1）的路径系数 0.030（X2→Y1），显著性检验的 t 值 0.905，小于 1.96 未达显著外，其余七个参数估计值均达显著。BETA 值为三个内衍变量（Y1，Y2，Y3）间的关系，GAMMA 值为四个外衍变量（X1，X2，X3，X4）与三个内衍变量（Y1，Y2，Y3）间的关系。

Covariance Matrix of Y and X

	Y1	Y2	Y3	X1	X2	X3	X4
Y1	1.000						
Y2	0.593	0.997					
Y3	0.474	0.648	0.997				
X1	0.572	0.489	0.361	1.000			
X2	0.105	0.213	0.137	0.100	1.000		
X3	0.294	0.446	0.327	0.277	0.152	1.000	
X4	0.223	0.400	0.322	0.250	0.108	0.611	1.000

【说明】

上表为四个自变量与三个因变量间的方差协方差矩阵。在 LISREL 协方差矩阵中，会先呈现 Y 测量指标变量，再呈现 X 测量指标变量。

PHI

	X1	X2	X3	X4
X1	1.000			
	(0.058)			
	17.248			
X2	0.100	1.000		
	(0.041)	(0.058)		
	2.427	17.248		
X3	0.277	0.152	1.000	
	(0.043)	(0.041)	(0.058)	
	6.512	3.666	17.248	
X4	0.250	0.108	0.611	1.000
	(0.042)	(0.041)	(0.048)	(0.058)
	5.916	2.619	12.718	17.248

Y1	Y2	Y3
0.652	0.517	0.559
(0.038)	(0.030)	(0.032)
17.248	17.248	17.248

【说明】

上表数据为变量间相关参数估计值、估计标准误与显著性检验的 t 值。四个外衍变量间的相关均达显著，而三个内衍变量与四个外衍变量间的相关也达显著。由于显著性 t 值均为正数，表示七个变量间均呈显著的正相关。

Squared Multiple Correlations for Structural Equations

Y1	Y2	Y3
0.348	0.482	0.439

【说明】

上表为三个结构方程式的多元相关系数的平方（决定系数 R^2），即三个内因变量（因变量）被其外因变量所能解释的变异量百分比，三个结构方程式的 R^2 分别为 0.348，0.482，0.439。根据范例可知，薪资福利（X1）、工作环境（X2）、组织制度（X3）三个外因变量（自变量）可以解释组织气氛（Y1）内因变量 34.8% 的变异量；薪资福利（X1）、工作环境（X2）、组织制度（X3）、主管领导（X4）及组织气氛（Y1）五个外因变量（自变量）可以解释工作投入（Y2）内因变量 48.2% 的变异量；主管领导（X3）、组织气氛（Y1）、工作投入（Y2）三个外因变量可以解释工作满意（Y3）内因变量 43.9% 的变异量。

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 4

Minimum Fit Function Chi-Square = 3.418 (P = 0.491)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 3.446 (P = 0.486)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 7.995)
Minimum Fit Function Value = 0.00571
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.0134)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.0580)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.906
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.0874
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.0874 ; 0.101)
ECVI for Saturated Model = 0.0941
ECVI for Independence Model = 2.300
Chi-Square for Independence Model with 21 Degrees of Freedom = 1354.501
Independence AIC = 1368.501
Model AIC = 51.446
Saturated AIC = 56.000
Independence CAIC = 1406.280
Model CAIC = 180.973
Saturated CAIC = 207.114
Normed Fit Index (NFI) = 0.997
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.002
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.190
Comparative Fit Index (CFI) = 1.000
Incremental Fit Index (IFI) = 1.000
Relative Fit Index (RFI) = 0.987
Critical N (CN) = 2327.963
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.00920
Standardized RMR = 0.00921
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.998
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.989
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.143

【说明】

上表为整体模型适配度的检验结果,将相关的数据整理如下:

表 8-1

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
绝对适配度指数			
χ^2值	p>0.05(未达显著水平)	3.446(p>0.05)	是
RMR 值	<0.05	0.001	是
SRMR 值	≤0.05	0.001	是
RMSEA 值	<0.08(若<0.05 优良;<0.08 良好)	0.000	是

续表

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
GFI 值	>0.90 以上	0.998	是
AGFI 值	>0.90 以上	0.989	是
Q-plot 的残差分布图	成直线且角度大于 45 度	角度大于 45 度	是
增值适配度指数			
NFI 值	>0.90 以上	0.997	是
RFI 值	>0.90 以上	0.987	是
IFI 值	>0.90 以上	1.000	是
TLI 值(NNFI 值)	>0.90 以上	1.002	是
CFI 值	>0.90 以上	1.000	是
简约适配度指数			
PNFI 值	>0.50 以上	0.190	否
PGFI 值	>0.50 以上	0.143	否
CN 值	>200	2327.96	是
χ^2 自由度比	<2.00	3.446 ÷ 4 = 0.862	是

从上述整体适配度的检验结果中，χ^2值等于 3.446，在自由度为 4 时，显著性检验的概率值 $p = 0.486$，大于 0.05，未达显著水平，接受虚无假设，表示管理学者假设企业员工工作满意的因果模型与实际数据可以适配或契合，路径分析的假设模型可以得到支持。从其他适配指标值来看：GFI 值等于 0.998、AGFI 值等于 0.989、NFI 值等于0.997、RFI 值等于 0.987、IFI 值等于 1.000、TLI 值(NNFI 值)等于 1.002、CFI 值等于1.000，均达到适配的标准；而 RMSEA 值等于 0.000、RMR 值等于 0.001、SRMR 值等于0.001，均小于 0.050，也达到适配的标准；CN 值等于 2327.96，大于模型可以接受的建议值 200、NC 值等于 0.862 小于 2，表示模型可以被接受。在十六个整体适配度的检核方面，除 PNFI 值等于 0.190、PGFI 值等于 0.143，小于 0.500，未达理想外，其余十四个模型适配度的指标值均达到模型契合度的标准，表示整体模型与实际数据的契合度佳。此外，模型的 AIC 值等于 51.446，小于饱和模型的 AIC 值(= 56.000)，也小于独立模型的 AIC 值(= 1368.501)；而模型的 CAIC 值等于 180.973，小于饱和模型的 CAIC 值(= 207.114)，也小于独立模型的 CAIC 值(= 1406.280)，显式假设模型的整体适配度不错。

Summary Statistics for Fitted Residuals

Smallest Fitted Residual =　-0.026

Median Fitted Residual =　0.000

Largest Fitted Residual =　0.025

【说明】

上表为适配协方差残差的摘要统计量，最大的适配残差值只有 0.025，最小残差值为 -0.026，表示路径分析理论模型隐含的方差协方差矩阵($\hat{\Sigma}$ 矩阵)与数据所得之方差协方差矩阵(S 矩阵)契合度高。

Standardized Residuals

	Y1	Y2	Y3	X1	2X	X3	X4
Y1	- -						
Y2	0.965	0.965					

续表

	Y1	Y2	Y3	X1	2X	X3	X4
Y3	0.965	0.965	0.965				
X1	- -	- -	-1.062	- -			
X2	- -	- -	0.529	- -	- -		
X3	- -	- -	-1.029	- -	- -	- -	
X4	0.965	0.965	0.965	- -	- -	- -	- -

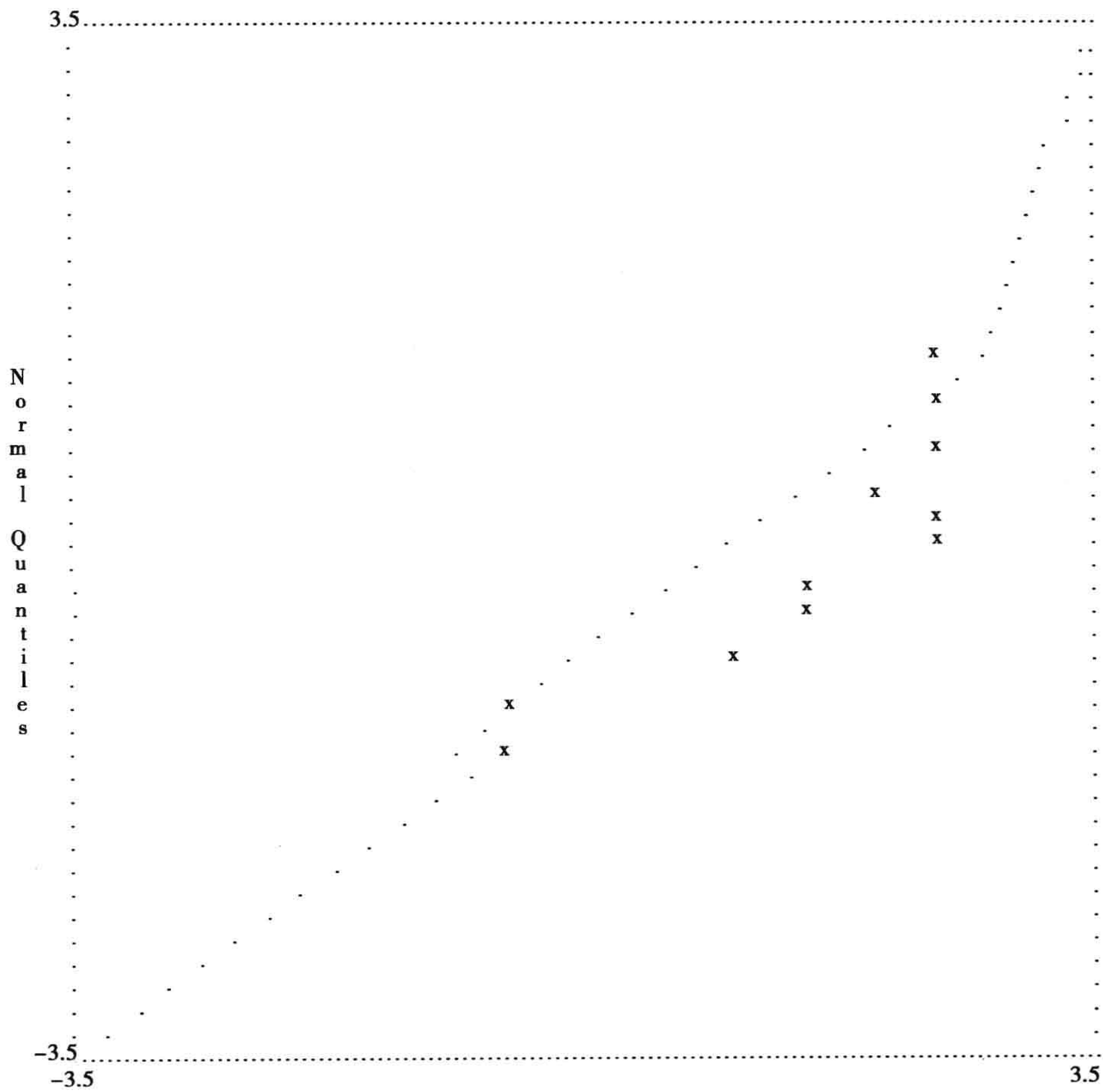
Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = -1.062
Median Standardized Residual = 0.000
Largest Standardized Residual = 0.965

【说明】

上表数据为标准化残差值的统计量,最大标准化残差值为0.965,最小标准化残差值为-1.062,其绝对值均小于1.96,表示均未达到0.05 的显著水平,即假设模型的内在适配情况理想。

! Path Analysis

Qplot of Standardized Residuals



【说明】

以上为标准化的残差的 Q-plot 图,此处的分布略呈垂直,但却未呈直线,表示模型可能有参数界定的误差或部分叙列误差(specification errors)。如果模型的适配度不佳,则标准化的残差的 Q-plot 图的角度会小于对角线(<45 度);若是标准化的残差值均很小,则其图示分布的角度会大于对角线(>45 度)。X 代表单一点,* 号代表多个点。从上述标准化残差的 Q-plot 图,路径分析的假设模型与实际数据可以适配。

! Path Analysis

Modification Indices and Expected Change

Modification Indices for BETA

	Y1	Y2	Y3
Y1	- -	0.932	2.146
Y2	- -	- -	0.940
Y3	- -	- -	- -

Modification Indices for GAMMA

	X1	X2	X3	X4
Y1	- -	- -	- -	0.932
Y2	- -	- -	- -	- -
Y3	1.127	0.280	1.059	- -

No Non-Zero Modification Indices for PHI

Maximum Modification Index is 2.15 for Element (1,3) of BETA

【说明】

上表数据为修正指标与期望参数改变值(部分修正指标值省略),最大的修正指标值为 2.15,参数的修正指标值并未有大于 3.84 者,表示模型的内在品质佳。

! Path Analysis

Standardized Solution

BETA

	Y1	Y2	Y3
Y1	- -	- -	- -
Y2	0.406	- -	- -
Y3	0.139	0.537	- -

GAMMA

	X1	X2	X3	X4
Y1	0.529	0.030	0.143	- -
Y2	0.161	0.112	0.173	0.152
Y3	- -	- -	- -	0.077

【说明】

上表的标准化解值为路径图中的标准化回归系数(路径系数值),标准化系数值愈大(路径系数愈大),其对外因变量的影响或解释愈大,其中 BETA 系数是三个内因变量间

(Y1,Y2,Y3)的路径系数,而 GAMMA 系数是四个外因变量(X1,X2,X3,X4)对内因变量(Y1,Y2,Y3)的路径系数,路径系数即为在复回归分析中的标准化回归系数 β(Beta 系数)。将上表的数据填入工作满意路径图中,如下图所示,其中组织气氛、工作满意、工作投入三个内因变量的疏离系数 0.807,0.720,0.749,由下表中三个内因变数的 PHI 系数值换算而来。

PSI

Note: This matrix is diagonal.

Y1	Y2	Y3
0.652	0.518	0.561

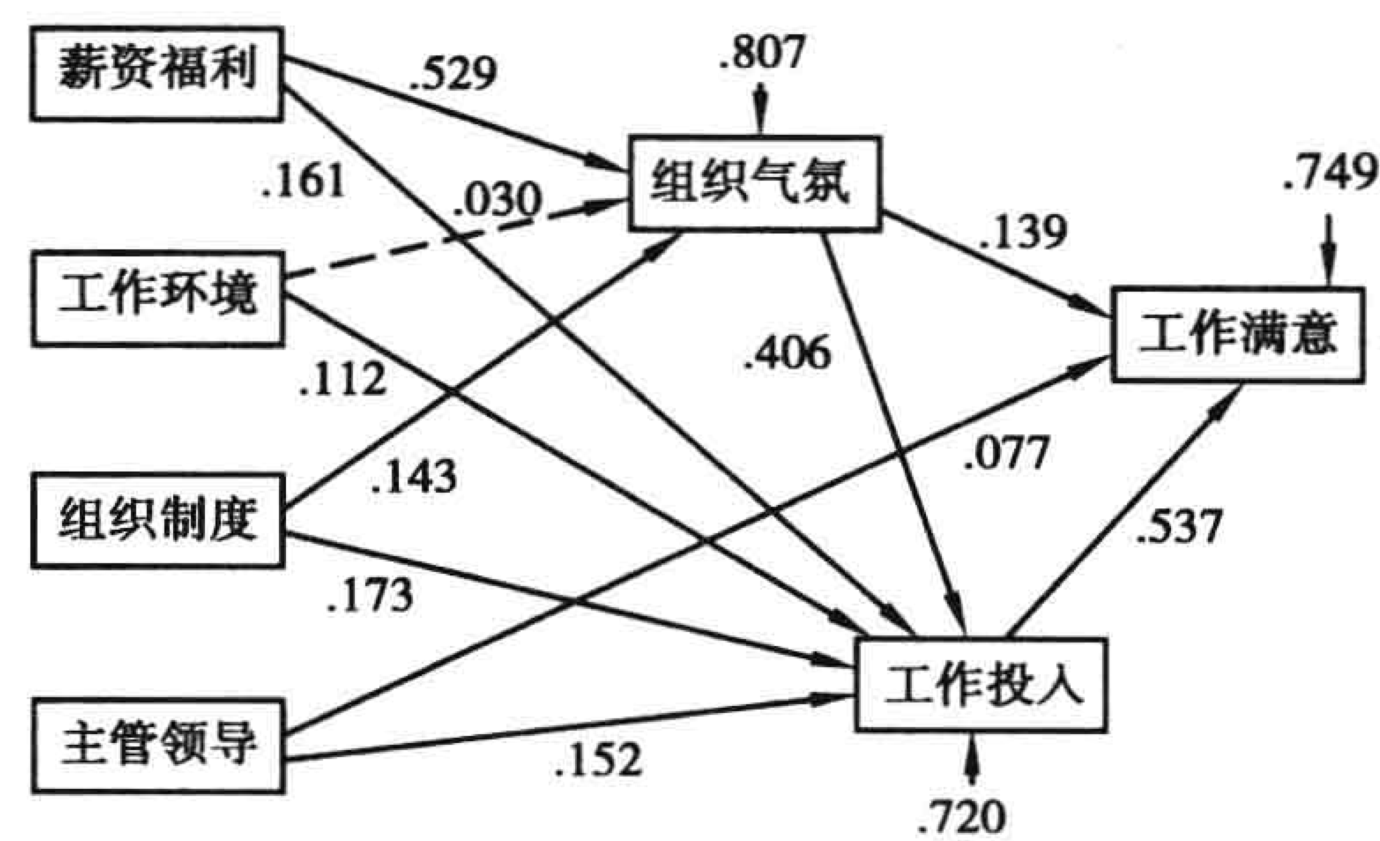


图 8-9 企业员工工作满意路径分析图(有路径系数)

【说明】

上列数据 PSI 值为三个外因变量不能被内因变量的解释变异量,等于 $1-R^2$,其中 0.652 = 1 − 0.348,0.512 = 1 − 0.482,0.561 = 1 − 0.439,表中的 PSI(Ψ)系数值取其平方根,即为三个外因变量的"疏离系数"(coefficient of aliénation),疏离系数 = $\sqrt{1-R^2}$,疏离系数表示效果变量的变异量无法被外因变量解释的部分,也就是模型外其他外因变量对模型内因变量的影响。三个外因变量的疏离系数分别为 $\sqrt{0.652}=0.807$, $\sqrt{0.518}=0.720$, $\sqrt{0.561}=0.749$。

! Path Analysis

Total and Indirect Effects

Total Effects of X on Y

	X1	X2	X3	X4
Y1	0.529	0.030	0.143	- -
	(0.035)	(0.034)	(0.035)	
	15.339	0.905	4.108	
	X1	X2	X3	X4
Y2	0.375	0.124	0.231	0.152
	(0.034)	(0.033)	(0.040)	(0.037)
	11.051	3.781	5.701	4.056
Y3	0.275	0.071	0.144	0.158
	(0.027)	(0.020)	(0.025)	(0.038)
	10.247	3.456	5.733	4.194

【说明】

上表数据为四个外因变量对三个内因变量影响的总效果值及其显著性检验,第一列为影响的总效果值,第二列为估计值的标准误,第三列为总效果值显著性检验的 t 值,其中除工作环境(X2)对组织气氛影响的总效果值未达显著外(t =0.905 <1.96),其余均达显著。

Indirect Effects of X on Y

	X1	X1	X1	X1
Y1	- -	- -	- -	- -
Y2	0.214	0.012	0.058	-
	(0.024)	(0.014)	(0.015)	
	8.994	0.902	3.853	
Y3	0.275	0.071	0.144	0.082
	(0.027)	(0.020)	(0.025)	(0.021)
	10.247	3.456	5.733	3.878

【说明】

上表数据为四个外因变量对三个内因变量影响的间接效果值(Indirect effects)及其显著性检验,第一列为影响的间接效果值,第三列为间接效果值显著性检验的 t 值,其中除工作环境(X2)对组织气氛(Y1)影响的间接效果值未达显著外,其余均达显著。

Total Effects of Y on Y

	Y1	Y2	Y3
Y1	- -	- -	- -
Y2	0.405		
	(0.036)		
	11.102		
Y3	0.356	0.537	-
	(0.037)	(0.041)	
	9.520	13.224	

【说明】

上表数据为三个内因变量间影响的总效果值(Total effects)及其显著性检验,第一列为影响的总效果值、第二列为估计值的标准误、第三列为总效果值显著性检验的 t 值,组织气氛(Y1)对工作投入(Y2)、工作满意(Y3)影响的总效果值均达显著,其显著性检验的 t 值分别为 11.102,9.520,均大于 1.960;而工作投入(Y2)对工作满意(Y3)影响的总效果值也达显著,其显著性检验的 t 值为 13.224,也大于 1.960。

Largest Eigenvalue of B * B′ (Stability Index) is 0.327

Indirect Effects of Y on Y

	Y1	Y2	Y3
Y1	- -	- -	- -
Y2	-	-	-
Y3	0.218	-	-
	(0.026)		
	8.503		

【说明】

上表数据为三个内因变量间影响的间接效果值(Indirect effects)及其显著性检验,第一列为影响的间接效果值,第三列为间接效果值显著性检验的 t 值,组织气氛(Y1)对工作满意(Y3)影响的间接效果值达显著(t = 8.503 > 1.96)。

! Path Analysis

Standardized Total and Indirect Effects

Standardized Total Effects of X on Y

	X1	X2	X3	X4
Y1	0.529	0.030	0.143	- -
Y2	0.375	0.124	0.231	0.152
Y3	0.275	0.071	0.144	0.158

【说明】

上表数据为四个外因变量对三个内因变量影响的总效果值,各外因变量对内因变量的影响的总效果值等于直接效果值加上间接效果值,直接效果值为直接影响的标准化回归系数值(路径系数)。间接效果值的数据在下面,以主管领导(X4)对工作满意(Y3)影响的总效果值而言,其数值 = 直接效果 + 间接效果 = 0.077 + 0.082 = 0.159(上表数据为 0.158,小数第三位的差异在于四舍五入)。再以薪资福利(X1)对工作投入(Y2)影响的总效果值而言,其数值 = 直接效果 + 间接效果 = 0.161 + 0.215 = 0.376。

Standardized Indirect Effects of X on Y

	X1	X2	X3	X4
Y1	- -	- -	- -	- -
Y2	0.215	0.012	0.058	- -
Y3	0.275	0.071	0.144	0.082

【说明】

上表数据为四个外因变量对三个内因变量影响的间接效果值,其数值由上图路径系数换算而来:

X1→Y2 的间接效果值等于 0.529 × 0.406 = 0.2147 ≈ 0.215

X1→Y3 的间接效果值等于 0.529 × 0.139 + 0.161 × 0.537 + 0.529 × 0.406 × 0.537 = 0.0735 + 0.0864 + 0.1153 = 0.2752 ≈ 0.275

X2→Y3 的间接效果值等于 0.030 × 0.139 + 0.112 × 0.537 + 0.030 × 0.406 × 0.537 = 0.0042 + 0.0601 + 0.0065 = 0.0709 ≈ 0.071

X3→Y2 的间接效果值等于 0.143 × 0.406 = 0.058

X3→Y3 的间接效果值等于 0.143 × 0.139 + 0.143 × 0.406 × 0.537 + 0.173 × 0.537 = 0.0199 + 0.0312 + 0.0929 = 0.1440

X3→Y3 的间接效果值等于 0.152 × 0.537 = 0.0816 ≈ 0.082

直接效果指的是外因变量(X 变量)直接对内因变量(Y 变量)的影响,而间接效果指的是外因变量(X 变量)通过其他变量对内因变量(Y 变量)的影响,以组织制度(X3)对工作满意(Y3)变量的影响,没有直接效果,其间接效果的影响路径有三条:一为组织制度(X3)→组织气氛(Y1)→工作满意(Y3);二为组织制度(X3)→组织气氛(Y1)→工作投

入(Y2)→工作满意(Y3);三为组织制度(X3)→工作投入(Y2)→工作满意(Y3),每一条间接影响之路径系数的乘积为其间接效果值。

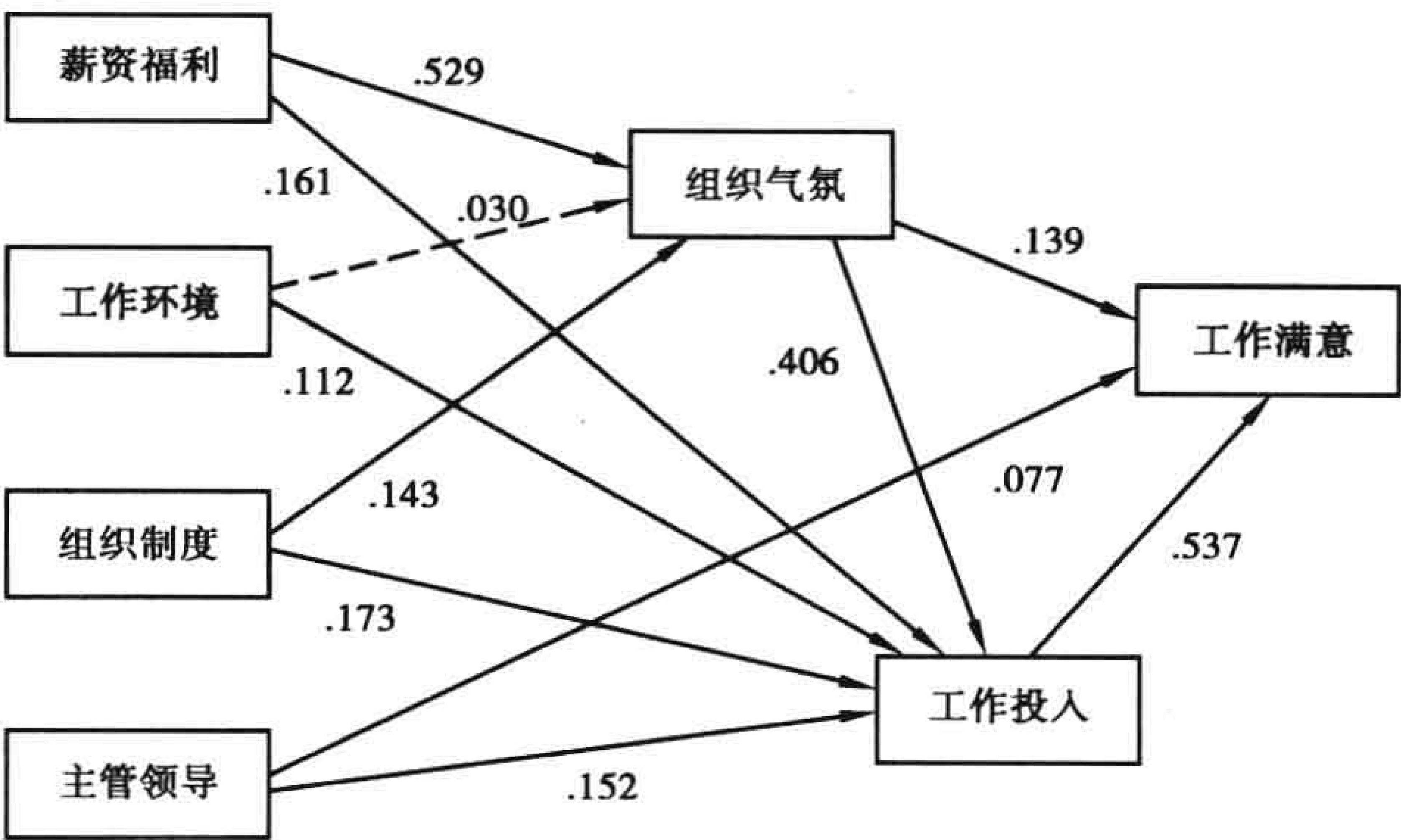


图 8-10

Standardized Total Effects of Y on Y

	Y1	Y2	Y3
Y1	- -	- -	- -
Y2	0.406	- -	- -
Y3	0.357	0.537	- -

【说明】

上表数据为三个内因变量间影响的总效果值,各总效果值等于直接效果值加间接效果值,以组织气氛(Y1)对工作满意(Y3)影响的总效果值为例,其值为 0.537 =0.139 + 0.218 =0.357,其中路径系数 0.139 为直接效果值。

Standardized Indirect Effects of Y on Y

	Y1	Y2	Y3
Y1	- -	- -	- -
Y2	- -	- -	- -
Y3	0.218	- -	- -

【说明】

上表数据为三个内因变量间影响的间接效果值,组织气氛(Y1)对工作满意(Y3)的间接效果值 =0.406 ×0.537 =0.218。

将上述变量间影响的效果值整理如下表:

表 8-2

路径影响关系	直接效果值	间接效果值	总效果值
薪资福利→组织气氛	0.529	--------	0.529
路径影响关系	直接效果值	间接效果值	总效果值
薪资福利→工作满意	--------	0.275	0.275
薪资福利→工作投入	0.161	0.215	0.376
工作环境→组织气氛	0.030	--------	0.030
工作环境→工作满意	--------	0.071	0.071
工作环境→工作投入	0.112	0.012	0.124

续表

路径影响关系	直接效果值	间接效果值	总效果值
组织制度→组织气氛	0.143	--------	0.143
组织制度→工作满意	--------	0.144	0.144
组织制度→工作投入	0.173	0.058	0.231
主管领导→工作满意	0.077	0.082	0.158
主管领导→工作投入	0.152	--------	0.152
组织气氛→工作投入	0.406	--------	0.406
组织气氛→工作满意	0.139	0.218	0.357
工作投入→工作满意	0.537	--------	0.537

8.2 多元回归与路径系数检验

研究问题

某研究者根据相关理论，提出影响成年人生活满意度的路径关系图，研究者分别采用复回归分析与 SIMPLIS 语法程序来检验模型。请问研究者所提的路径关系因果模型图是否可以获得支持？

有关成年人生活满意度的因果模型图，共有五个变量：身体健康（X1）、薪资所得（X2）、社会参与（Y1）、家庭幸福（Y2）、生活满意（Y3），其中薪资所得、身体健康直接影响到家庭幸福变量，而家庭幸福、身体健康、社会参与三个变量直接影响到生活满意度知觉，而薪资所得变量也直接影响成年人社会参与的程度。

图 8-12 为研究问题分析之 SPSS 数据文件，共有五个变量。

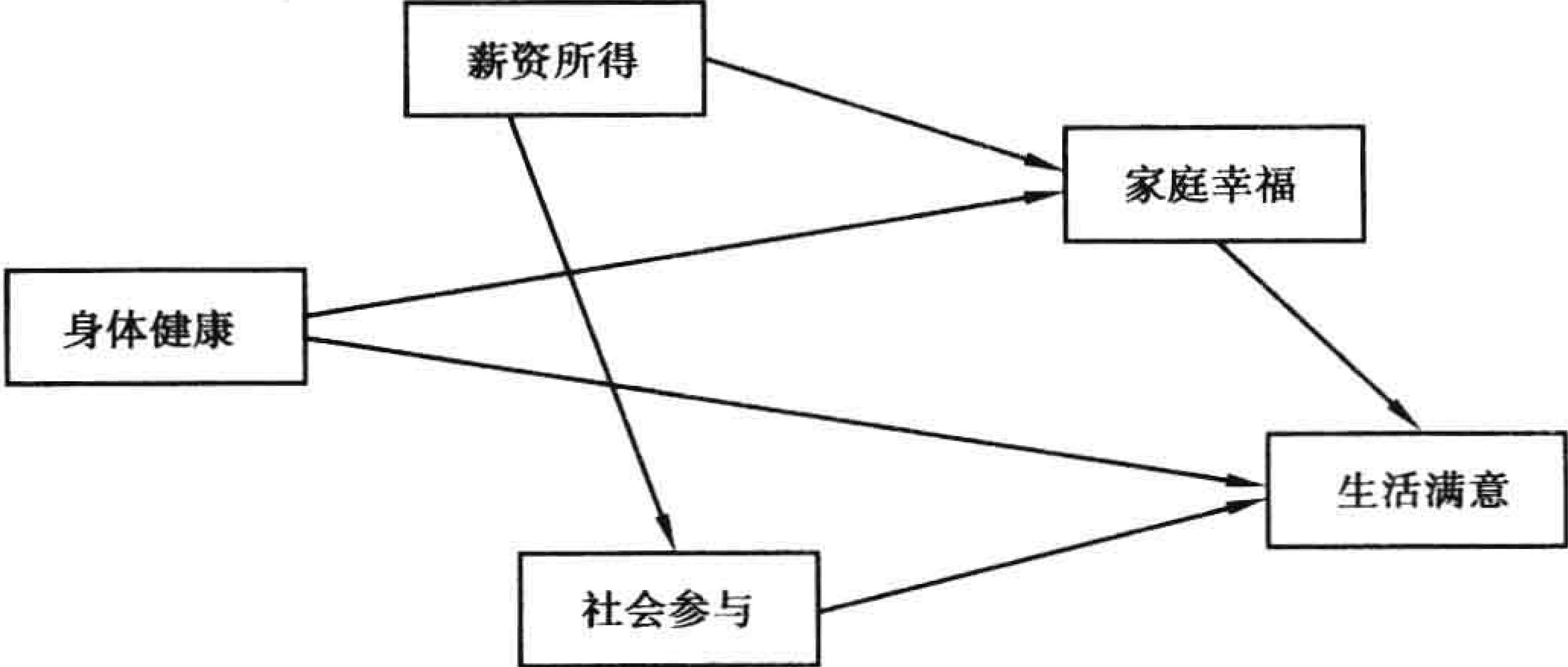


图 8-11

采用复回归分析方法

第一个复回归分析变量关系为：薪资所得、身体健康→家庭幸福。

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.602(a)	.363	.349	6.987

a Predictors: (Constant), 薪资所得、身体健康

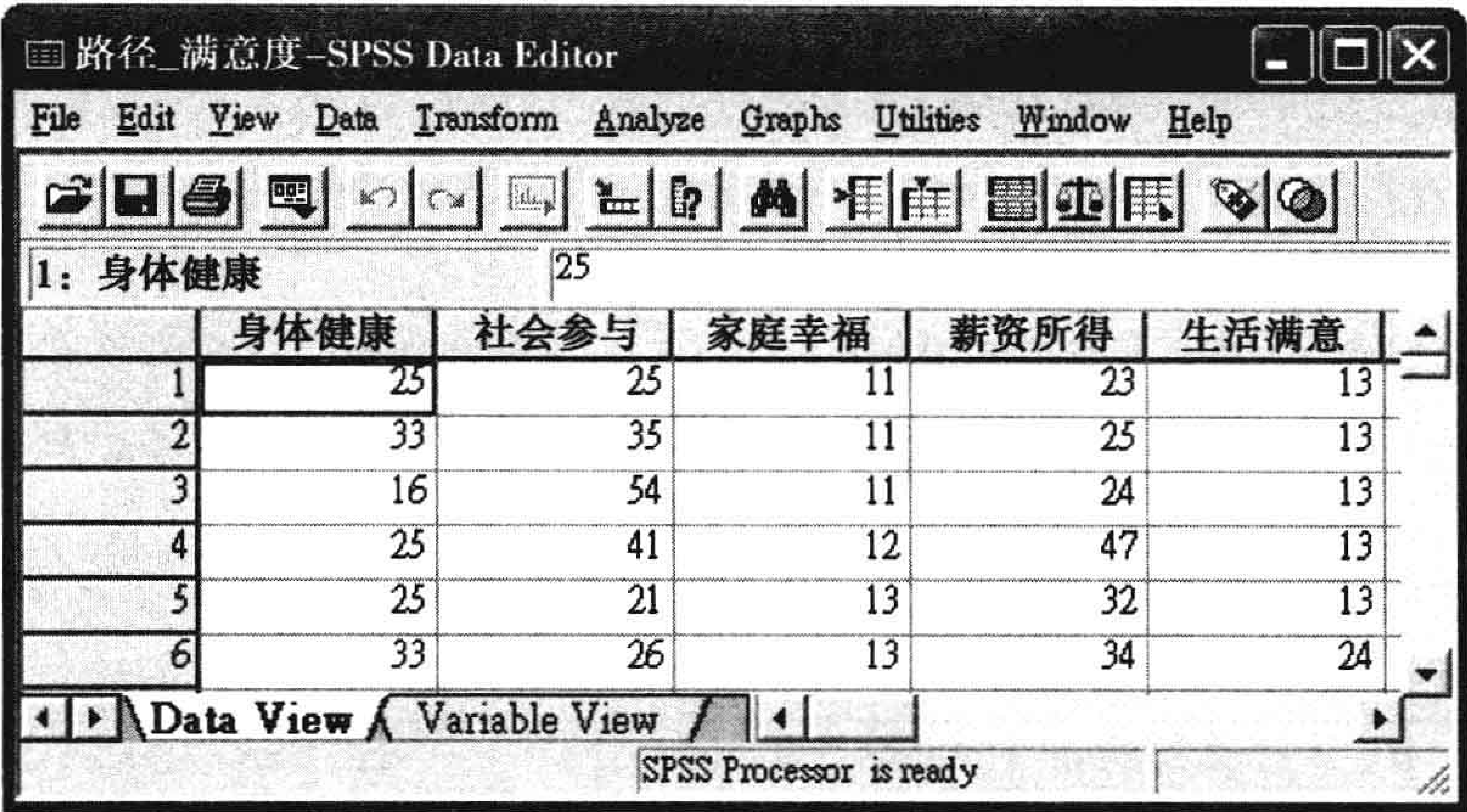


图 8-12

Coefficients(a)

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.345	2.837		1.179	.241
	身体健康	.191	.060	.282	3.168	.002
	薪资所得	.282	.058	.429	4.830	.000

a Dependent Variable：家庭幸福

【说明】

上表数据为身体健康与薪资所得对家庭幸福变量的复回归分析，自变量（预测变量）为身体健康、薪资所得，因变量（效标变量）为家庭幸福，决定系数 R^2 等于 0.363，疏离系数 $= \sqrt{1-R^2} = \sqrt{1-0.363} = 0.798$

两个自变量显著性检验的 t 值分别为 3.168（$p<0.05$），4.830（$p<0.05$），均达到显著水平，而其标准化回归系数（直接效果的径路系数）分别为 0.282，0.429。由于两个 β 系数均为正数，表示其对家庭幸福的影响均为正向。

第二个复回归分析变量关系为：薪资所得→社会参与。

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.453(a)	.206	.197	11.013

a Predictors：(Constant)，薪资所得

Coefficients(a)

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	T	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	17.103	4.037		4.237	.000
	薪资所得	.423	.084	.453	5.036	.000

a Dependent Variable：社会参与

【说明】

上表数据为薪资所得对社会参与变量的复回归分析，自变量（预测变量）为薪资所得、因变量（效标变量）为社会参与，决定系数 R^2 等于 0.206，疏离系数 $= \sqrt{1-R^2} = \sqrt{1-0.206} = 0.891$。

自变量显著性检验的 t 值为 5.036（$p<0.05$），达到显著水平，其标准化回归系数（直接效果的径路系数）为 0.453。由于标准化系数为正数，表示薪资所得愈高，其社会参与的程度愈多。

第三个复回归分析变量关系为：家庭幸福、身体健康、社会参与→生活满意。

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.805(a)	.648	.637	11.641

a Predictors：(Constant)，家庭幸福、身体健康、社会参与

Coefficients(a)

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-23.658	4.641		-5.098	.000
	身体健康	.448	.103	.296	4.351	.000
	社会参与	.515	.116	.327	4.423	.000
	家庭幸福	.877	.181	.393	4.854	.000

a Dependent Variable：生活满意

【说明】

上表数据为身体健康、社会参与、家庭幸福变量对生活满意的复回归分析，自变量（预测变量）为身体健康、社会参与、家庭幸福，因变量（效标变量）为生活满意度，决定系数 R^2 等于 0.648，疏离系数 $= \sqrt{1-R^2} = \sqrt{1-0.648} = 0.593$，三预测变量显著性检验的 t 值分别为 4.351（$p<0.05$），4.423（$p<0.05$），4.854（$p<0.05$），均达到显著水平，而其标准化回归系数（直接效果的路径系数）分别为 0.296，0.327，0.393，由于三个 β 系数均为正数，表示其对生活满意度的影响均为正向。

成年人生活满意度知觉的路径因果模型标准化估计值如图 8-13：

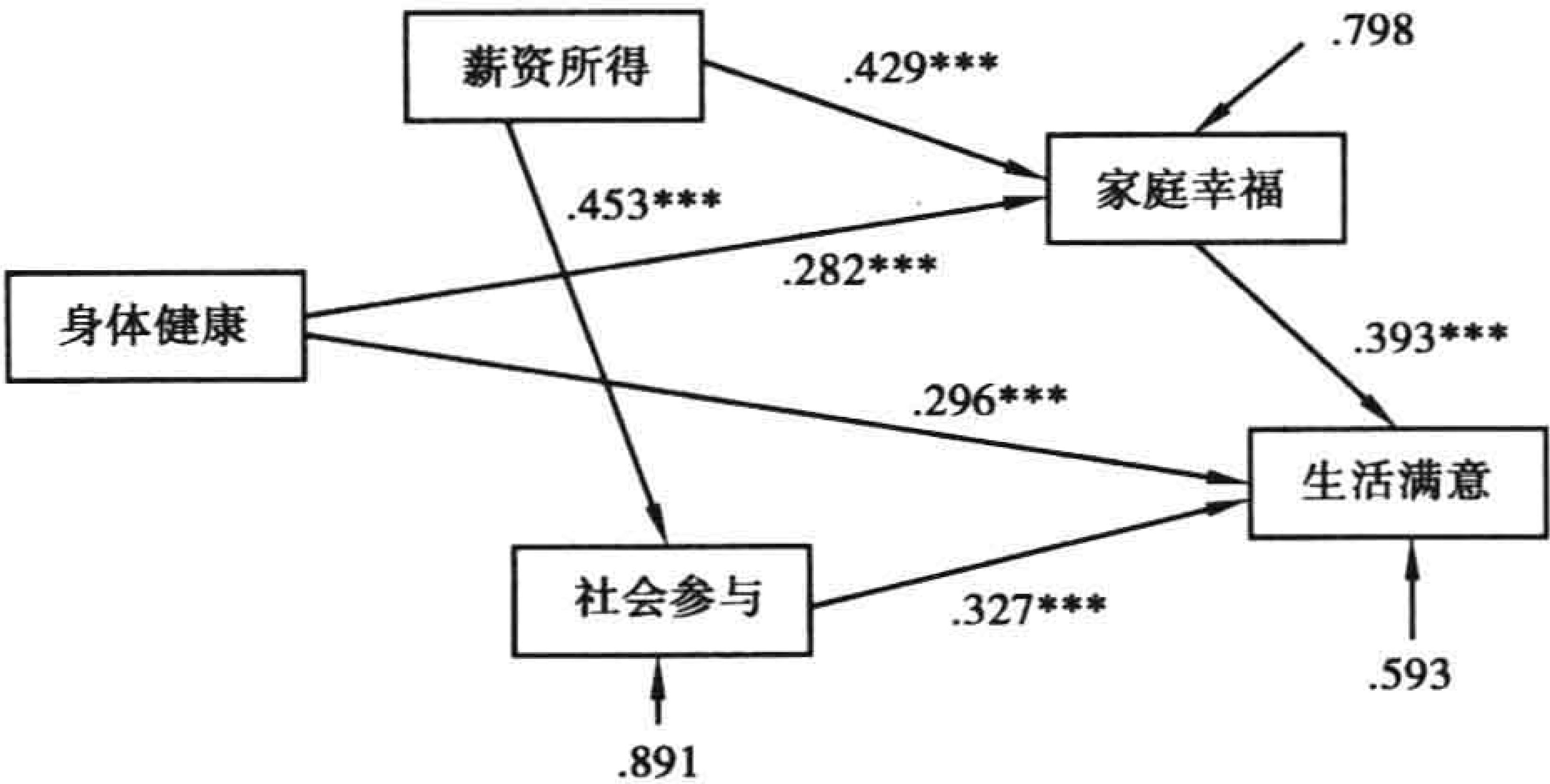


图 8-13

从上述因果模型路径图中，可以发现所有直接效果的路径系数均达显著，因而其间

接效果值与总效果值也会达到显著，研究者所提的成年人薪资所得、身体健康、社会参与、家庭幸福与生活满意度知觉的因果模型图可以得到支持。此种以复回归分析法来进行分析的路径分析，其实就是路径系数显著性的检验，也就是传统的路径分析法，有关此部分的详细操作，有兴趣的读者可参阅吴明隆、涂金堂编著之《SPSS 与统计应用分析》一书（五南出版），内有详细介绍。

采用潜在模型分析法

SIMPLIS 语法程序

```
        ! 退休教师生活满意度之因果模型图
        Observed Variables:
        身体健康  社会参与  家庭幸福  薪资所得  生活满意
        Raw Data from file d:/path/sati.dat
        Sample Size = 100
Paths:
        薪资所得    →社会参与
        身体健康    薪资所得    →家庭幸福
        身体健康    社会参与    家庭幸福    →生活满意
        Path Diagram
        LISREL Output rs se sc tv mi pc ef to nd = 3
        End of Problem
```

【说明】

上述语法程序为直接读取原始数据文件，文件名为“sati.dat”，此文件为固定格式的一般文本文件，由 SPSS 数据文件直接转换而来。

图 8-14 为 SPSS 原始数据文件转换成的数据文件“sati.dat”，后缀名为“*.dat”，数据文件采取固定格式，是一般的文本文件，可用文本处理应用软件开启，数据文件内不能有变量名称，第一列即第一位受试者的数据，下图为 TXT 文件的前几笔数据。

Sati-记事本

档案(F)　编辑(E)　格式(O)　检视(V)　说明(H)

25	25	11	23	13
33	35	11	25	13
16	54	11	24	13
25	41	12	47	13
25	21	13	32	13
33	26	13	34	24
25	21	14	41	12
42	21	14	41	13
46	21	14	44	24
17	23	14	34	10
37	24	14	38	12

第 1 列，第

图 8-14

在 SPSS 统计软件中，如要将原始数据文件转存成“ * . dat”的文件，在[另存新文件]对话窗口中，其[存文件类型]右边的下拉式选单要选取[Fixed ASCII(* . dat)]选项，此选项表示将数据存成固定格式的一般文件。此种固定格式的 ASCII 文件，SIMPLIS 语法可以直接读取(SPSS 的原始数据文件名为 * . sav，SIMPLIS 无法直接读取)。

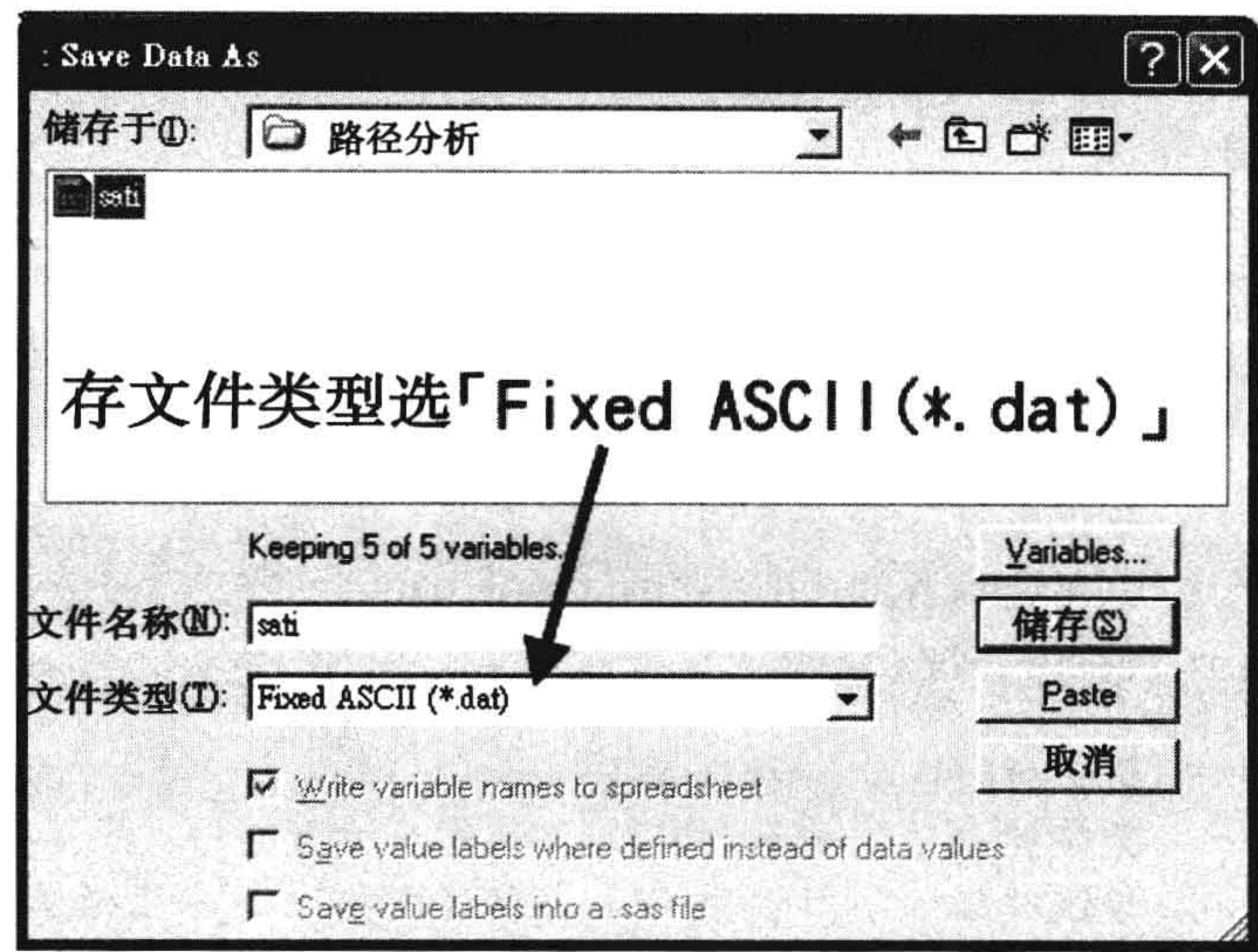


图 8-15

若是研究者要以相关矩阵方式作为数据文件，可先以 SPSS 统计应用软件求出其积差相关矩阵。结果如下：

Correlations

		身体健康	薪资所得	社会参与	家庭幸福	生活满意
身体健康	Pearson Correlation	1	.410	.230	.457	.551
	Sig. (2-tailed)	.	.000	.021	.000	.000
	N	100	100	100	100	100
薪资所得	Pearson Correlation	.041	1	.453	.545	.553
	Sig. (2-tailed)	.000	.	.000	.000	.000
	N	100	100	100	100	100
社会参与	Pearson Correlation	.230	.453	1	.574	.621
	Sig. (2-tailed)	.021	.000	.	.000	.000
	N	100	100	100	100	100
家庭幸福	Pearson Correlation	.457	.545	.574	1	.716
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.	.000
	N	100	100	100	100	100
生活满意	Pearson Correlation	.551	.553	.621	.716	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	.
	N	100	100	100	100	100

以相关矩阵作为数据文件的语法程序：

```
! 退休教师生活满意度之因果模型图
Observed Variables:
身体健康  薪资所得  社会参与  家庭幸福  生活满意
Correlation Matrix:
 1.000
  .410    1.000
  .230     .453    1.000
  .457     .545     .574    1.000
  .551     .553     .621     .716    1.000
Sample Size = 100
Paths:
薪资所得    →社会参与
身体健康    薪资所得    →家庭幸福
身体健康    社会参与    家庭幸福    →生活满意
Path Diagram
LISREL Output rs se sc tv mi pc ef to nd = 3
End of Problem
```

报表说明

```
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
BETA
            社会参与    家庭幸福    生活满意
            --------    --------    --------
社会参与      - -         - -         - -
家庭幸福      - -         - -         - -
生活满意     .515        .877         - -
           (.098)      (.154)
            5.249       5.704
GAMMA
            身体健康    薪资所得
            -------     -------
社会参与      - -        .423
                        (.084)
                         5.010
家庭幸福     .191        .282
           (.060)      (.058)
            3.168       4.830
生活满意     .448         - -
           (.103)
            4.362
```

【说明】

上面为六条路径系数的显著性检验，BETA 系数有两个（因变量与因变量之间的路径系数），GAMMA 系数有四个（自变量与因变量之间的路径系数），分别是身体健康（X1）→家庭幸福（Y2）、身体健康（X1）→生活满意（Y3）、薪资所得（X2）→社会参与（Y1）、薪资所得（X2）→家庭幸福（Y2）；而两条 BETA 路径系数分别为社会参与（Y1）→生活满意

(Y3)、家庭幸福(Y2)→生活满意(Y3)。第一个数字为参数估计值(原始估计的路径系数),第二个数字为该估计值的估计标准误,第三个数字为估计值显著性检验的t值,六个估计参数的t值均大于1.96,表示六个路径系数均达显著。图8-16为输出模型图中各参数显著性检验的t值。

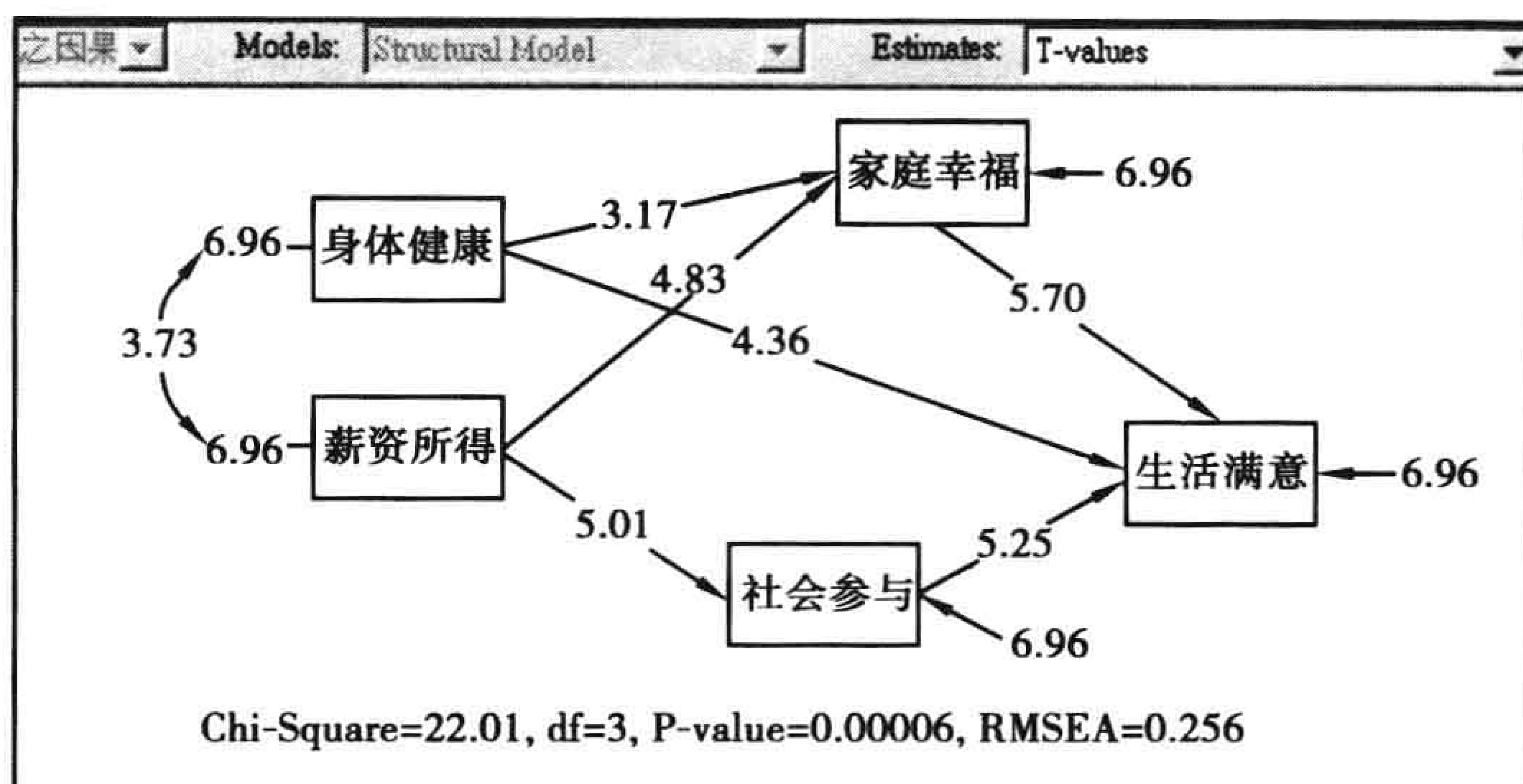


图 8-16

Covariance Matrix of Y and X

	社会参与	家庭幸福	生活满意	身体健康	薪资所得
	--------	--------	--------	--------	--------
社会参与	151.116				
家庭幸福	26.289	75.033			
生活满意	113.913	102.039	339.002		
身体健康	29.209	50.695	132.820	163.762	
薪资所得	73.460	62.172	123.266	69.076	173.725

【注意】

若是以协方差作为数据文件,要先呈现Y变量,再呈现X变量,上述原始数据文件转换为协方差矩阵的型式如下:

```
     Y1 Y2 Y3 X1 X2
Y1
Y2
Y3  <上述变量间协方差矩阵数值>
X1
X2
```

Squared Multiple Correlations for Structural Equations

社会参与	家庭幸福	生活满意
--------	--------	--------
0.206	0.363	0.612

【说明】

以上为各效标变量被自变量解释的变异量,即复回归模型报表中的决定系数 R^2,其中社会参与被薪资所得解释的变异量为20.6%,家庭幸福被薪资所得与身体健康两个自变量解释的变异量为36.3%,生活满意被家庭幸福、身体健康、社会参与三个变量联合解释的变异量达61.2%(在上述以复回归分析中此 R^2 数值为0.648)。

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 3

Minimum Fit Function Chi-Square = 24.047 (P = 0.000)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 22.012 (P = 0.000)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 19.012
90 Percent Confidence Interval for NCP = (7.670 ; 37.820)
Minimum Fit Function Value = 0.243
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.196
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0791 ; 0.390)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.256
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.162 ; 0.361)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.000357
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.474
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.357 ; 0.668)
ECVI for Saturated Model = 0.309
ECVI for Independence Model = 2.931
Chi-Square for Independence Model with 10 Degrees of Freedom = 274.281
Independence AIC = 284.281
Model AIC = 46.012
Saturated AIC = 30.000
Independence CAIC = 302.307
Model CAIC = 89.274
Saturated CAIC = 84.078
Normed Fit Index (NFI) = 0.912
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.735
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.274
Comparative Fit Index (CFI) = 0.920
Incremental Fit Index (IFI) = 0.922
Relative Fit Index (RFI) = 0.708
Critical N (CN) = 47.715
Root Mean Square Residual (RMR) = 16.825
Standardized RMR = 0.103
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.918
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.592
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.184

【说明】

以上为整体模型适配度检验结果，卡方值在自由度等于3时，其值为22.012，$p = 0.000 < 0.05$，拒绝虚无假设，表示路径因果模型不被接受。再从其他主要适配度指标来看，RMSEA = 0.256、RMR = 16.825、SRMR = 0.103、AGFI = 0.592、NNFI = 0.735、RFI = 0.708、CN值 = 47.715、PNFI = 0.274、PGFI = 0.184等，均未达到适配的标准。整体而言，研究者所提成年人生活满意度感受的因果模型图无法与实际数据契合，其模型整体适配情形不佳。

Standardized Solution

BETA

```
        社会参与    家庭幸福    生活满意
        --------    --------    --------
```

社会参与	- -	- -	- -
家庭幸福	- -	- -	- -
生活满意	0.344	0.413	- -

GAMMA

	身体健康	薪资所得
社会参与	- -	0.453
家庭幸福	0.282	0.429
生活满意	0.311	- -

【说明】

以上数据为 Y 变量间的路径系数(BETA)、X 变量对 Y 变量影响的路径系数,将上述路径系数填入路径图中,包含路径系数的最终模型图如图 8-17:

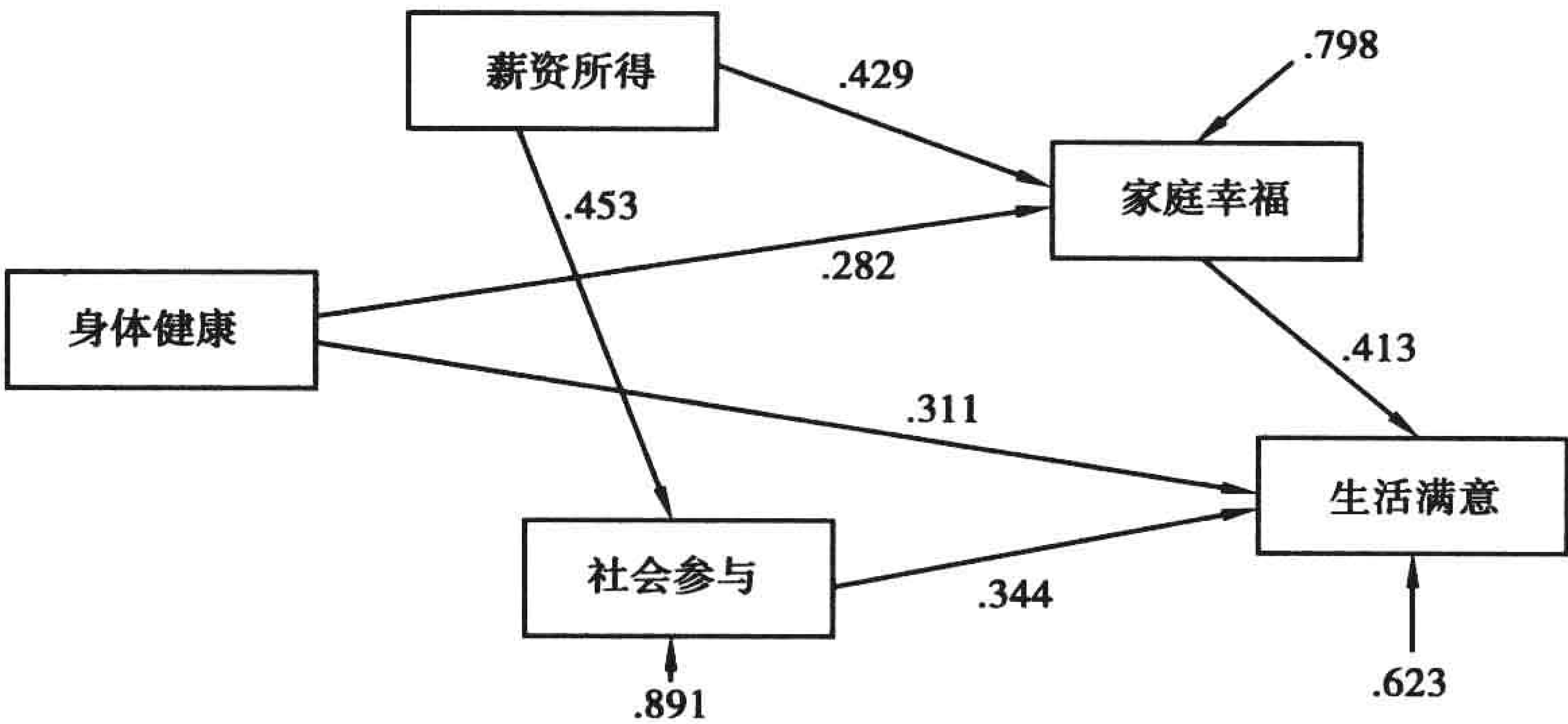


图 8-17

! 退休教师生活满意度之因果模型图

Total and Indirect Effects

Total Effects of X on Y

	身体健康	薪资所得
社会参与	- -	0.423
		(0.084)
		5.010
家庭幸福	0.191	0.282
	(0.060)	(0.058)
	3.168	4.830
生活满意	0.615	0.465
	(0.108)	(0.086)
	5.715	5.390

Indirect Effects of X on Y

	身体健康	薪资所得
社会参与	- -	- -
家庭幸福	- -	- -
生活满意	0.167	0.465
	(0.060)	(0.086)

	2.770	5.390	

Total Effects of Y on Y

	社会参与	家庭幸福	生活满意
	--------	--------	--------
社会参与	- -	- -	- -
家庭幸福	- -	- -	- -
生活满意	0.515	0.877	- -
	(0.098)	(0.154)	
	5.249	5.704	

Largest Eigenvalue of B * B′ (Stability Index) is 1.034

【说明】

上表为变量间总效果值与间接效果值的原始估计值与显著性检验的 t 值，所有估计参数间的总效果值与间接效果值均达显著(因为各变量间的直接效果值均达显著)。

! 退休教师生活满意度之因果模型图

Standardized Total and Indirect Effects

Standardized Total Effects of X on Y

	身体健康	薪资所得
	--------	--------
社会参与	- -	0.453
家庭幸福	0.282	0.429
生活满意	0.427	0.333

Standardized Indirect Effects of X on Y

	身体健康	薪资所得
	--------	--------
社会参与	- -	- -
家庭幸福	- -	- -
生活满意	0.116	0.333

Standardized Total Effects of Y on Y

	社会参与	家庭幸福	生活满意
	-----	-----	-----
社会参与	- -	- -	- -
家庭幸福	- -	- -	- -
生活满意	0.344	0.413	- -

【说明】

上表为估计结果的总效果值与间接效果值，总效果值为直接效果值加上间接效果值，所谓直接效果值为自变量对因变量直接影响的路径系数，间接效果为自变量通过中介变量对因变量的影响，其间接效果值为路径系数的乘积。以薪资所得对生活满意影响而言，其间接效果值如下：

第一条影响路径：薪资所得→家庭幸福→生活满意⇒0.429 ×0.413 =0.177

第两条影响路径：薪资所得→社会参与→生活满意⇒0.453 ×0.344 =0.156

薪资所得→生活满意之间接效果值 =0.177 + 0.156 =0.333。

因为薪资所得对生活满意无直接效果值，所以总效果值就等于0 + 0.333 =0.333

图 8-18 为 LISREL 输出结果的标准化估计值的模型图(此模型图的各对象经移动位

置及对象直线设定加以美化)。

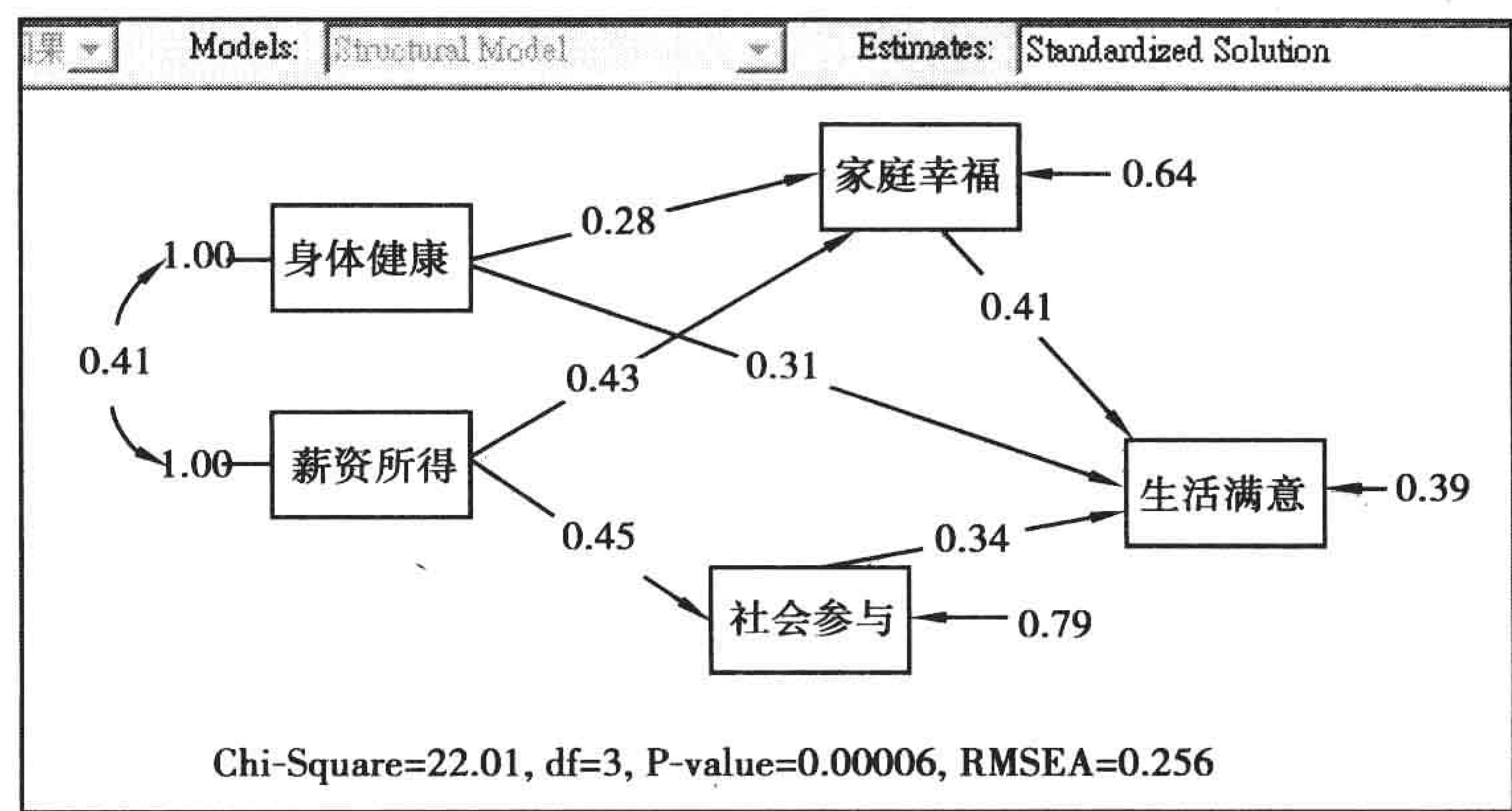


图 8-18

路径分析,可用来探究变量之间是否具有因果关系,若是采用复回归分析方法,可分别探讨自变量(independent variables)或“因”(causes)变量对因变量(dependent)或“果”(effects)变量的影响之路径分析系数及其显著性,也可探究自变量对因变量的解释变异多少,根据各路径系数估算出影响的直接效果值(direct effects)、间接效果值(indirect effects)与总效果值(total effects)。但回归分析法只能估计各路径系数及其显著性与否,无法对整个因果模型的适配情形作一判别。以上述成年人生活满意度感受的因果模型图为例,各路径系数均达显著、直接效果、间接效果与总效果值也均达显著,此时,研究者只能就路径系数显著性与否来判别因果模型的适切性,所提的径路系数模型图是否可以得到支持。

在 SEM 分析中,各路径系数、直接效果、间接效果与总效果值也均达显著,其数值及结果与采用复回归分析方法相差不多,但若从整体因果模型的适配指标来看,多数指标均未达适配标准,χ^2 值等于 22.012,$p=0.000<0.05$,达到显著水平,拒绝虚无假设,表示研究者所提的因果模型图与实际数据无法契合,模型的适配情形不佳。在因果模型的探究中,研究者最好采用 SEM 分析法,除可探究各径路系数的显著性外,也可就整体因果模型的适配情形作一检验。

8.3 饱和模型的路径分析

在路径分析中,若是待估计的参数个数刚好等于所提供的方程式个数,就是一个“刚好辨识”或“正好辨识”(just-identified)的饱和模型。构成模型的结构方程式如果刚好相等于未知数,这样的模型可以判定为“刚好确认”模型,因为它只有一个正确合理的解值,此模型将会提供一套路径系数值,以能够完全地重制相关系数矩阵,所以是一种正好辨识模型,又称为饱和模型(saturatedmodel)。正好确认模型只有一个独特解值,且此模型总是提供一种适配完美(perfectfit)的数据。

在刚好辨识的情况下,模型的参数估计只有单一且唯一的精确解值(unique and exact solution),此种情形下模型中可用的讯息均借由模型的界定来作为估计参数之用,因而没有任何的讯息来作为模型检验之用,所以模型的自由度是 0(df = 0),而其模型适配指标

卡方值也会等于0,导致刚好辨识的模型均会与观察数据呈现完美的适配(perfect fit),但在实际情境中,适配度如此良好的模型,却往往不具有实用的价值(余民宁,2006)。在饱和模型中所有的自变量对所有因变量均有影响路径,而因变量对其他因变量也均有影响路径,即所有变量间的路径数目在因果模型中是最大数,如图8-19所列:

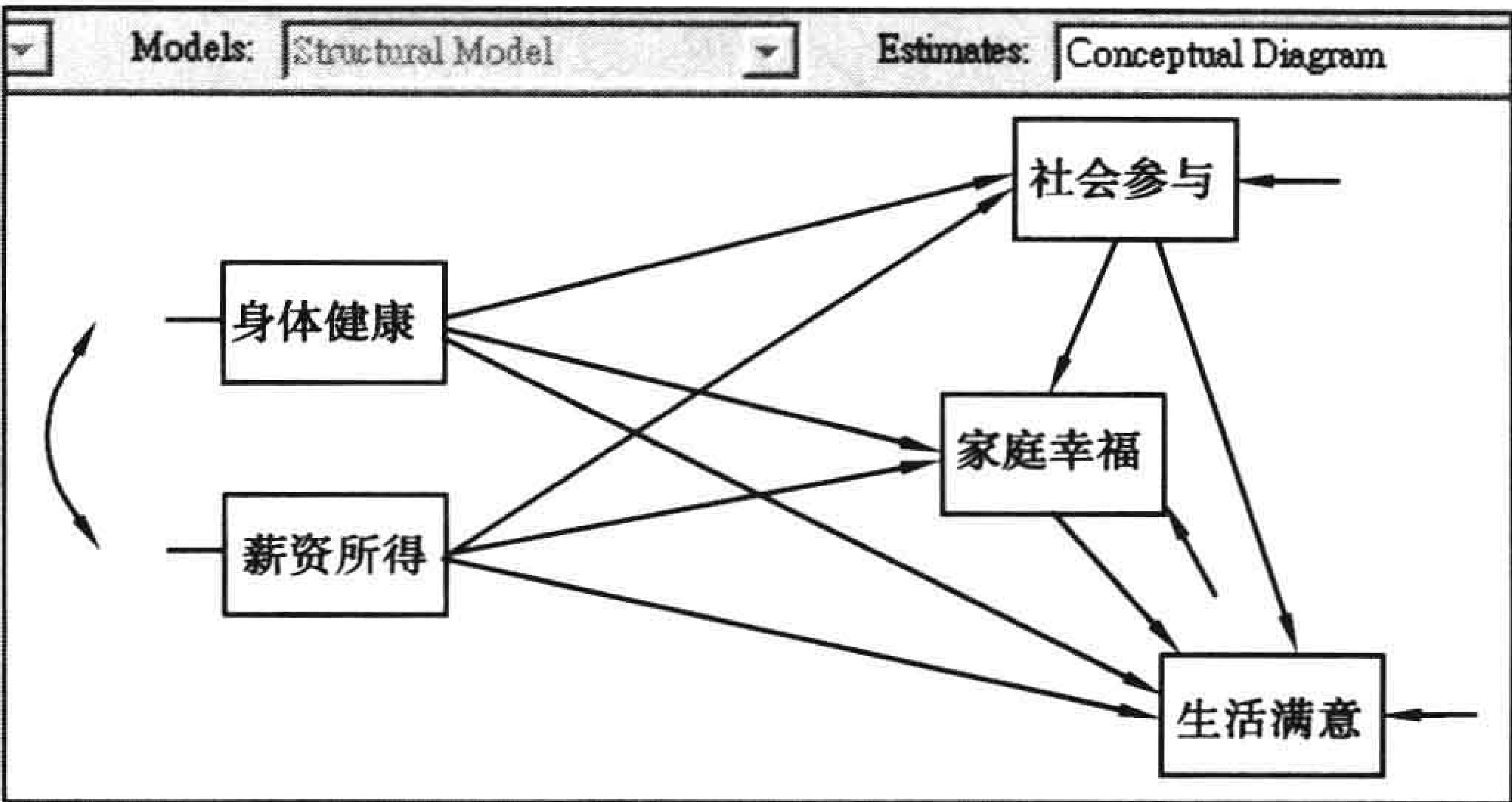


图 8-19

图8-19饱和模型因果模型图的语法程序如下:

```
! 退休教师生活满意度之因果模型图—饱和模型
Observed Variables:
社会参与　家庭幸福　生活满意　身体健康　薪资所得
Correlation Matrix:
1.000
0.247    1.000
0.503    0.640    1.000
0.222    0.457    0.564    1.000
0.453    0.545    0.508    0.410    1.000
Sample Size = 100
Paths:
身体健康　薪资所得→社会参与
身体健康　薪资所得→家庭幸福
身体健康　薪资所得→生活满意
社会参与　→家庭幸福　生活满意
家庭幸福　→生活满意
Path Diagram
Options: RS SC PC EF ND = 2
End of Problem
```

图8-20为各估计参数显著性检验结果,其中有三条路径系数未达显著,这三个路径(直接影响路径)为身体健康→社会参与(t值$=0.44<1.96$)、薪资所得→生活满意(t值$=0.11<1.96$)、社会参与→家庭幸福(t值$=-0.14$,t值绝对值<1.96),LISREL绘制之原始t值模型图中,未达显著的路径系数之t值会以红色字体显示。

图8-21为路径分析标准化解值的因果模型图,三个未达显著的路径系数(标准化的回归系数):身体健康→社会参与(β值$=0.04$,$p>0.05$)、薪资所得→生活满意(β值$=0.01$,$p>0.05$)、社会参与→家庭幸福(β值$=-0.01$,$p>0.05$)。这三个路径系数值的绝对值均低于0.05,变量间的影响甚小。

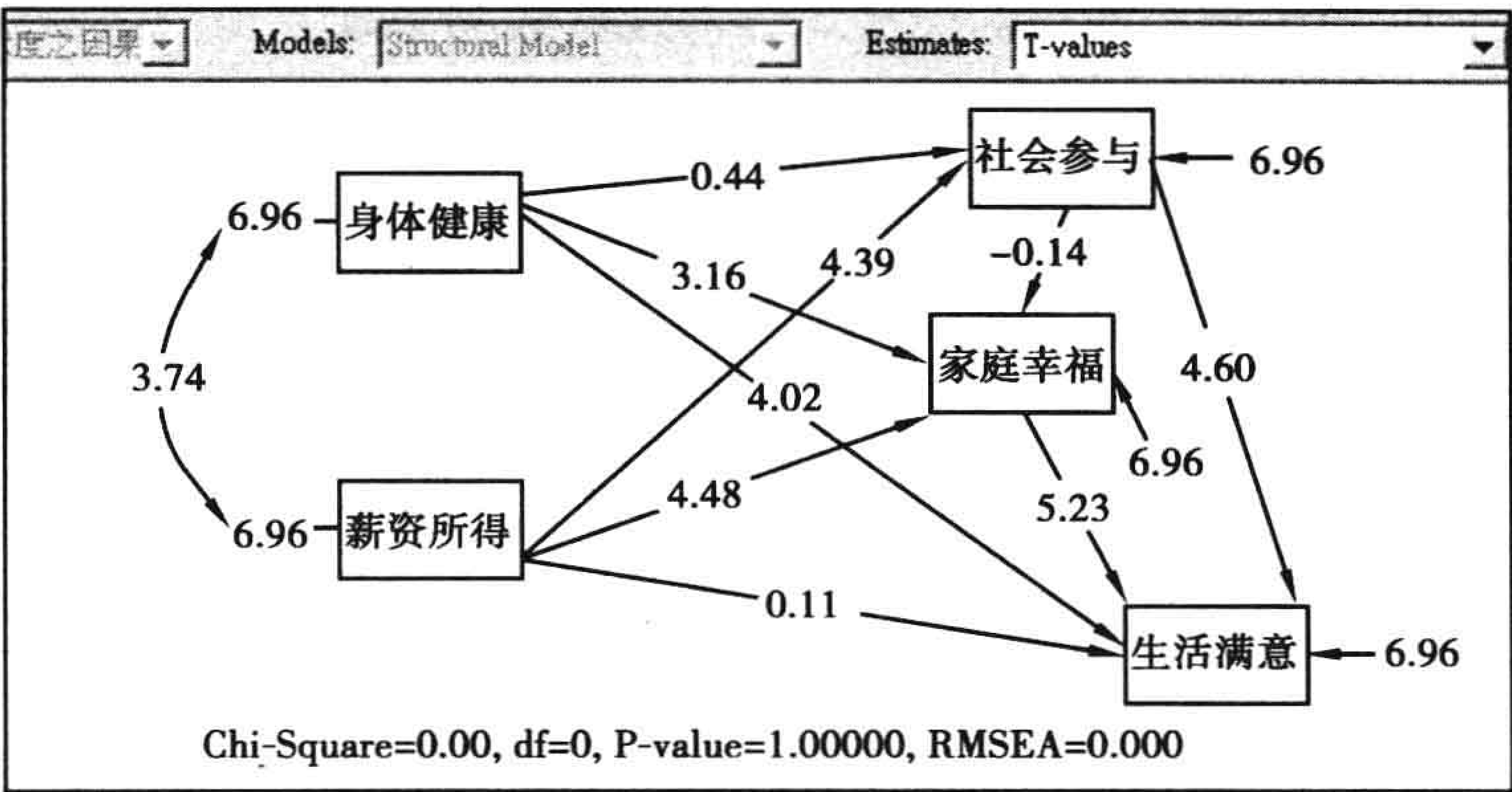


图 8-20

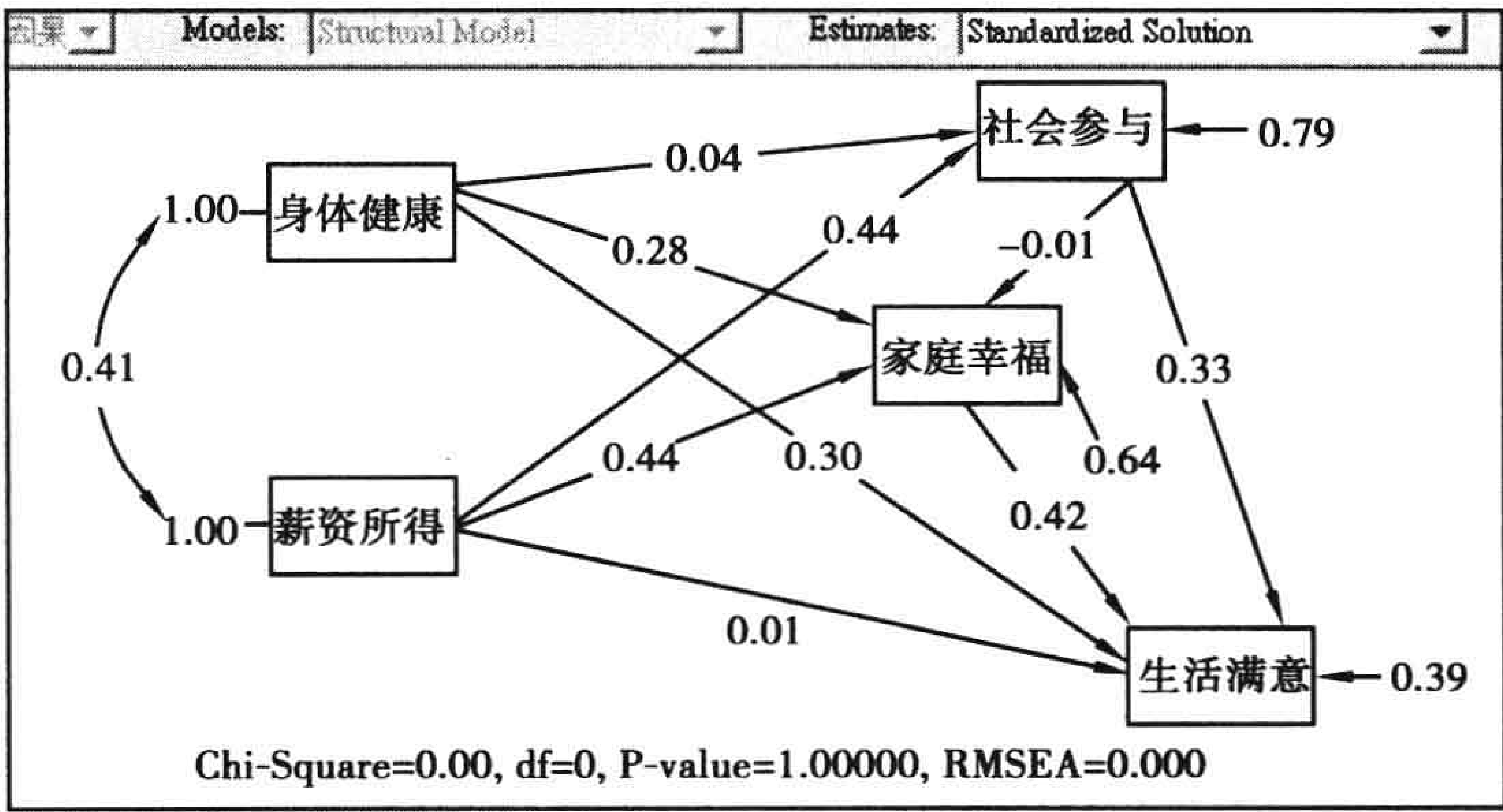


图 8-21

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 0

Minimum Fit Function Chi-Square = 0.00 (P = 1.00)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 0.00 (P = 1.00)

The Model is Saturated, the Fit is Perfect !

【说明】

上表为整体模型适配度的检验结果，自由度为 0 时，卡方值等于 0.00，显著性检验的概率值 p = 1.00 > 0.05，接受虚无假设，表示理论因果模型图与实际数据能够契合，其适配度非常好，因而报表出现：[TheModel is Saturated, the Fit is Perfect!]字语，表示模型为饱和模型，模型适配情形非常优良，理论模型与实际数据是完全适配的。在饱和模型的状态下，不管路径系数是否达到显著，整体模型适配的卡方值均是等于 0.00，显著性的概率值 p = 1.00，而 RMSEA 值与自由度均等于 0。这是因为在“刚好确认”(just-identified)的饱和模型下，模型会有唯一解出现，因此呈现完全适配是必然的现象，此时探究假设的因果模型与实际数据间是否适配的问题，是没有必要的，也没有实质的意义存在(*Bollen*, 1989)。因而在路径分析因果模型中，要探究假设模型是否适配，不应采用饱和模型，而应提出一个非饱和模型的假设模型图。

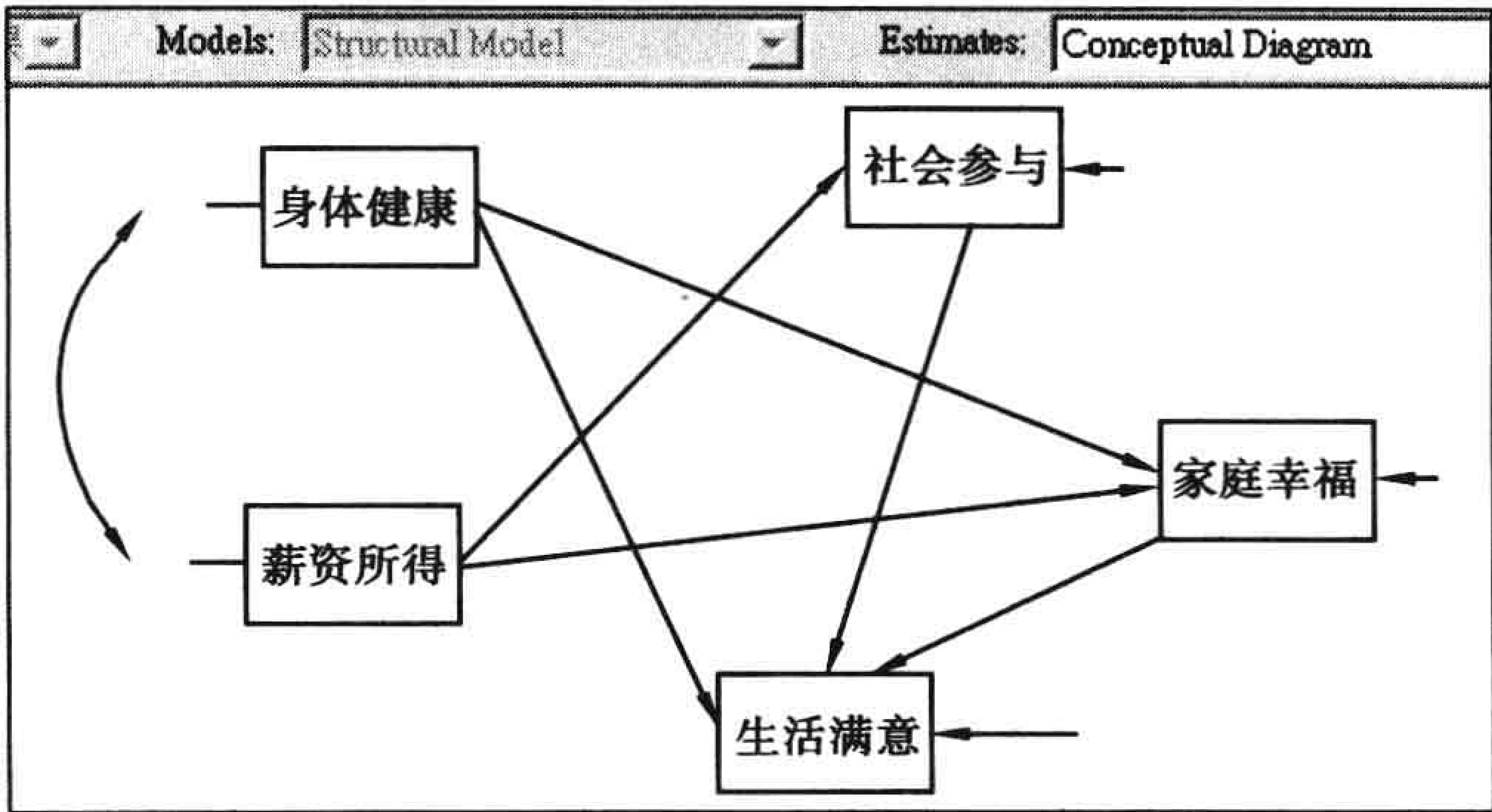


图 8-22

图 8-22 为研究者所提的非饱和模型的路径因果模型，此图与饱和模型图的差异，在于删除路径系数值未达显著的路径，修正后的假设模型图如下：在此非饱和模型的概念化模型图中，身体健康直接对家庭幸福与生活满意变量产生影响，薪资所得直接对社会参与与家庭幸福变量产生影响，社会参与与家庭幸福变量又直接影响到生活满意变量。

非饱和模型的语法程序如下：

```
! 退休教师生活满意度之因果模型图
Observed Variables：
社会参与    家庭幸福    生活满意    身体健康    薪资所得
Correlation Matrix：
1.000
0.247   1.000
0.503   0.640   1.000
0.222   0.457   0.564   1.000
0.453   0.545   0.508   0.410   1.000
Sample Size =200
Paths：
身体健康→家庭幸福  生活满意
薪资所得→社会参与  家庭幸福
社会参与  家庭幸福→生活满意
Path Diagram
Options：RS EF PC ND =2
End of Problem
```

图 8-23 为模型图中所有估计参数显著性检验的 t 值，所有路径系数值均达显著，其显著性检验的 t 值均大于 1.96。整体模型适配度检验的 χ^2 值在自由度等于 3 时，其值等于 0.46，显著性检验的概率值 $p=0.927>0.05$，未达显著水平，接受虚无假设，表示研究者所提的路径分析假设模型图与实际数据适配，假设模型图可以获得支持。

```
! 退休教师生活满意度之因果模型图
Number of Iterations =0
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
        Structural Equations
社会参与 =0.45 * 薪资所得,Errorvar. =0.79,R² =0.21
         (0.064)                 (0.080)
          7.13                    9.92
```

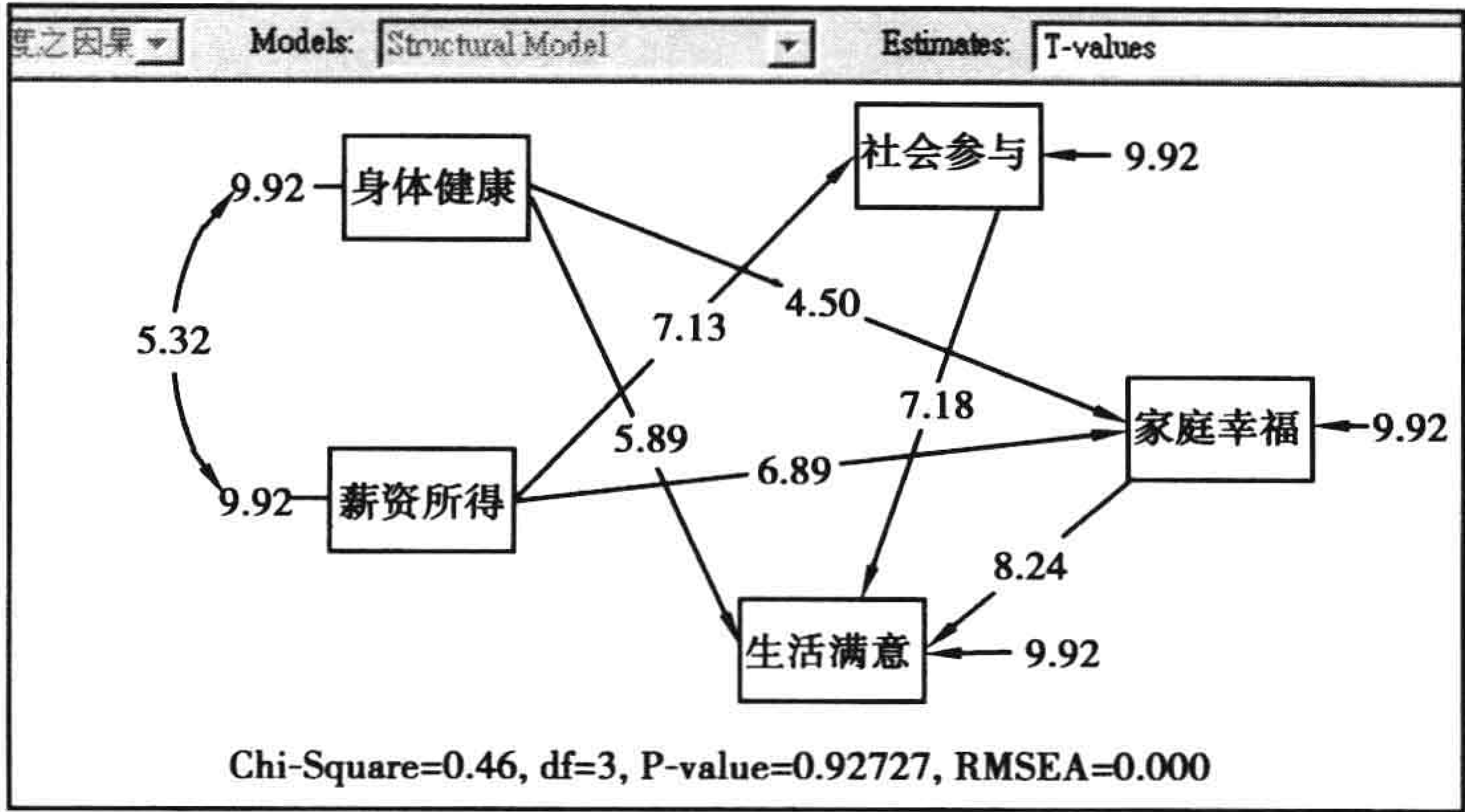


图 8-23

家庭幸福 =0.28 * 身体健康 + 0.43 * 薪资所得,Errorvar. =0.64,R^2 =0.36
(0.062) (0.062) (0.064)
4.50 6.89 9.92

生活满意 =0.33 * 社会参与 +0.42 * 家庭幸福 +0.30 * 身体健康,Errorvar. =0.39,R^2 =0.60
(0.046) (0.051) (0.051) (0.040)
7.18 8.24 5.89 9.92

【说明】

上表结构方程式即为各回归方程式,等号左边为因变量(内衍变量),等号右侧为自变量(外衍变量),其三个数字分别为标准化的回归系数β(路径系数),估计标准误及路径系数显著性检验的t值。右边的R^2为多元相关系数的平方,根据R^2可求出各回归方程式的疏离系数。

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom =3

Minimum Fit Function Chi-Square =0.46 (P =0.93)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square =0.46 (P =0.93)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) =0.0

90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 0.82)

Minimum Fit Function Value =0.0023

Population Discrepancy Function Value (F0) =0.0

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.0042)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) =0.0

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.037)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) =0.96

Expected Cross-Validation Index (ECVI) =0.14

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.14 ; 0.14)

ECVI for Saturated Model =0.15

ECVI for Independence Model =2.30

Chi-Square for Independence Model with 10 Degrees of Freedom =443.42

Independence AIC =453.42

Model AIC = 24.46
Saturated AIC = 30.00
Independence CAIC = 474.91
Model CAIC = 76.04
Saturated CAIC = 94.47
Normed Fit Index (NFI) = 1.00
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.02
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.30
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.01
Relative Fit Index (RFI) = 1.00
Critical N (CN) = 4890.76
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.011
Standardized RMR = 0.011
Goodness of Fit Index (GFI) = 1.00
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 1.00
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.20

【说明】

再从其他的模型适配度的指标来看,RMSEA 值 = 0.00、RMR 值 = 0.01、SRMR = 0.01 均达到模型适配标准;NFI 值 = 1.00、NNFI 值 = 1.02、CFI 值 = 1.00、IFI 值 = 1.01、RFI 值 = 1.00、CN 值 = 4890.76、GFI 值 = 1.00、AGFI 值 = 1.00 等均达到模型良好适配的标准。整体而言,研究者所提的非饱和模型的路径分析假设模型图与实际数据的契合很高,其适配情形非常理想。

图 8-24 为最终标准化解值的模型图,图中的数字为路径系数(直接效果值),根据此图可以算出自变量对因变量影响的直接效果值、间接效果值与总效果值(间接效果值与总效果值数据,报表中会直接呈现)。

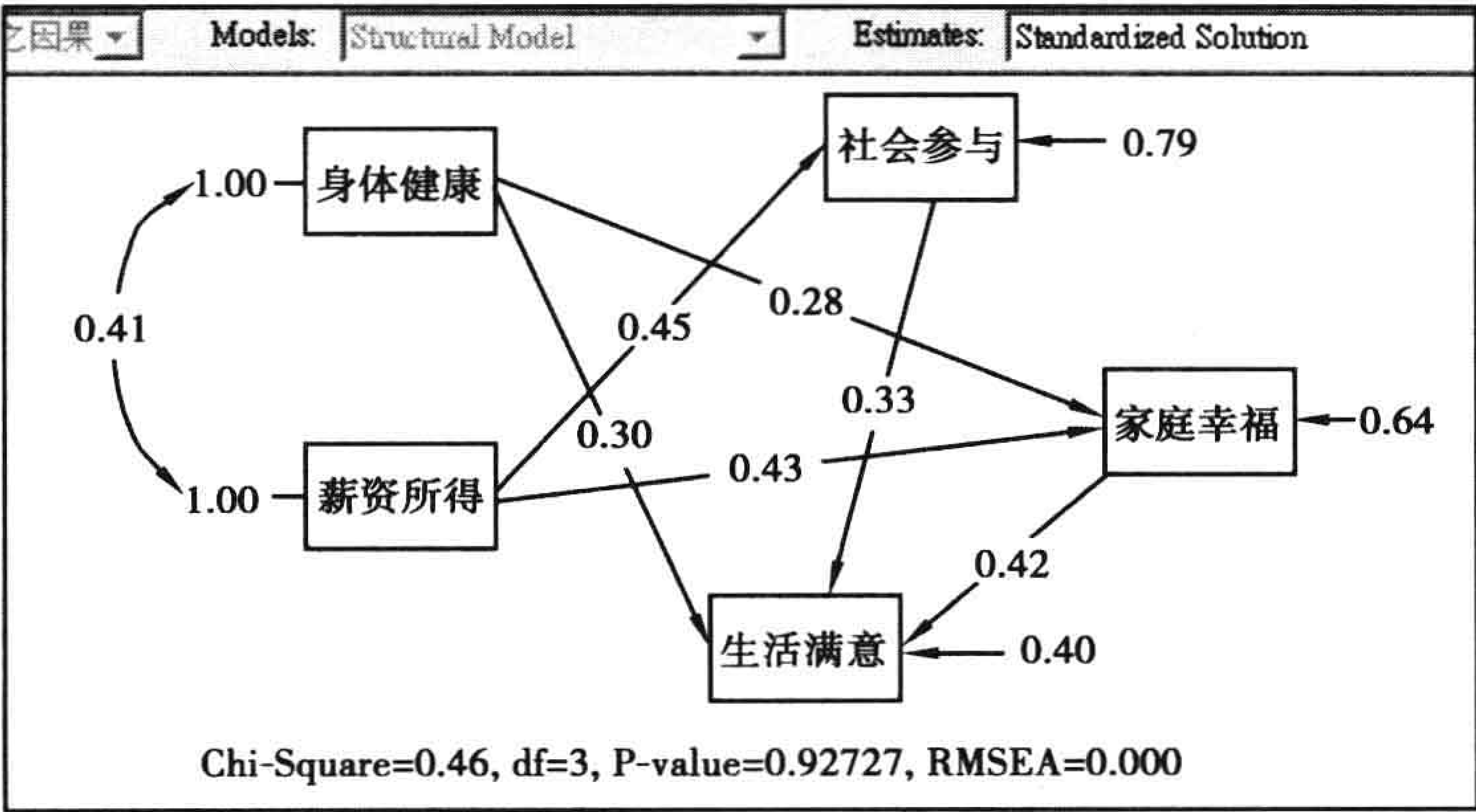


图 8-24

Standardized Residuals

	社会参与	家庭幸福	生活满意	身体健康	薪资所得
社会参与	- -				
家庭幸福	0.00	- -			
生活满意	0.34	0.00	0.34		
身体健康	0.63	- -	0.63	- -	
薪资所得	- -	- -	0.16	- -	- -

Summary Statistics for Standardized Residuals

Smallest Standardized Residual =　0.00

Median Standardized Residual =　0.00

Largest Standardized Residual =　0.63

【说明】

上表数据为标准化残差值的统计量，最大的标准化残差值为0.63，所有标准化残差值的绝对值小于1.96，表示路径分析因果模型图的内在适配度情形良好。

! 退休教师生活满意度之因果模型图

Total and Indirect Effects

Total Effects of X on Y

	身体健康	薪资所得
社会参与	- -	0.45
		(0.06)
		7.13
家庭幸福	0.28	0.43
	(0.06)	(0.06)
	4.50	6.89
生活满意	0.42	0.33
	(0.05)	(0.04)
	7.82	7.63

Indirect Effects of X on Y

	身体健康	薪资所得
社会参与	- -	- -
家庭幸福	- -	- -
生活满意	0.12	0.33
	(0.03)	(0.04)
	3.95	7.63

Total Effects of Y on Y

	社会参与	家庭幸福	生活满意
社会参与	- -	- -	- -
家庭幸福	- -	- -	- -
生活满意	0.33	0.42	- -
	(0.05)	(0.05)	
	7.18	8.24	

【说明】

上表为 SIMPLIS 报表呈现的总效果值与间接效果值，第一个数字为效果值的大小，括号内的数字为参数估计标准误，第三个数字为效果值的显著性检验。其中总效果值等于直接效果加上间接效果值。

将上述变量间影响的效果值整理如下表：

表 8-3

路径影响关系	直接效果值	间接效果值	总效果值
身体健康→家庭幸福	0.28	--------	0.28
身体健康→生活满意	0.30	0.12	0.42
薪资所得→社会参与	0.45	--------	0.45
薪资所得→家庭幸福	0.43	--------	0.43
薪资所得→生活满意	--------	0.33	0.33
社会参与→生活满意	0.33	--------	0.33
家庭幸福→生活满意	0.40	--------	0.42

上述的直接效果值、间接效果值与总效果值均达显著水平（$t > 1.96$）。

在非饱和模型的路径分析图中，不仅研究者所提的路径之路径系数均达显著，且其系数值均为正数，与研究架构所探讨及研究者原先期望的符号相同。此外，主要整体模型适配指标值皆一致呈现模型的适配度良好，即路径分析的假设模型与观察数据间可以适配，变量间影响的直接效果、间接效果与总效果值均达显著。整体而言，研究者所提的成年人生活满意度因果模型可以得到支持。

第九章　结构方程模型的检验

完整的结构方程模型中包含测量模型与结构模型。在测量模型方面,范例中以反映性指标(reflective indicators)为探究焦点,各观察变量为“果”变量,而其反映的潜在变量为“因”变量。此种反映性指标的测量模型在一般结构方程模型中较为常见。

9.1　研究问题

有一管理学者对于企业组织的组织效能,提出以下的因果模型:企业组织的组织学习、知识管理、组织制度会直接影响到企业的组织文化,而企业组织的组织制度会直接影响到其组织效能;此外企业组织的组织文化对于企业的组织效能也会有直接的影响。其中组织学习潜在变量的观察变量为适应学习、创新学习,知识管理的指标变量为知识获取与知识流通,组织制度的指标变量为薪资福利与主管领导,组织文化的指标变量为信任和谐与稳定运作,组织效能的指标变量有四:顾客认同、财务控管、内部运作、学习成长。

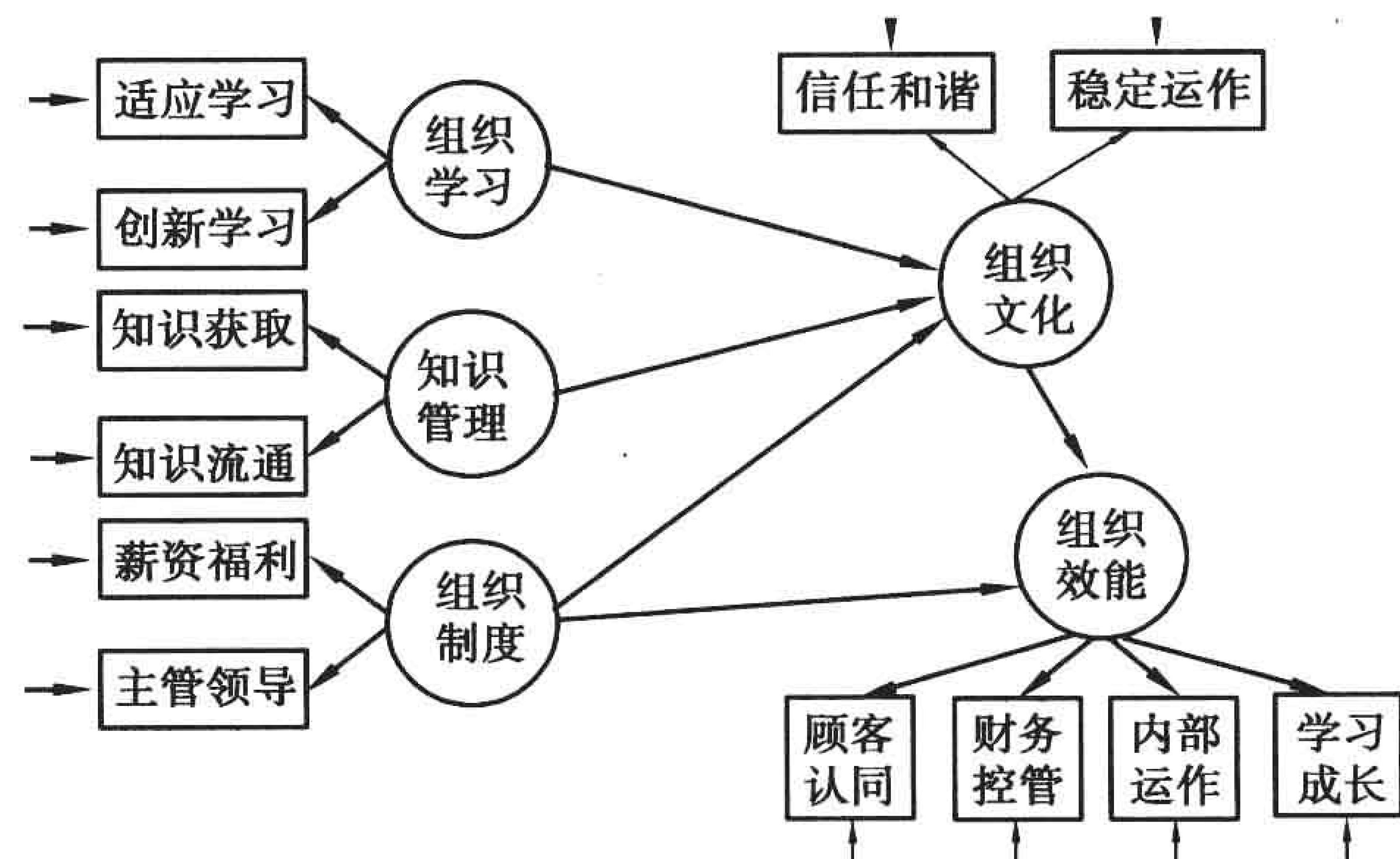


图 9-1　因果模型图

上述反映性指标(reflect indicators)变量的显性变量(manifest variables)说明如下:

适应学习 =“组织学习量表分层面一”七个题项的总分。

创新学习 =“组织学习量表分层面二”七个题项的总分。

知识获取 =“知识管理量表分层面一”五个题项的总分。

知识流通 =“知识管理量表分层面二”六个题项的总分。

薪资福利 =“组织制度量表分层面一”七个题项的总分。

主管领导 =“组织制度量表分层面二”六个题项的总分。

信任和谐 =“组织文化量表分层面一”八个题项的总分。
稳定运作 =“组织文化量表分层面二”八个题项的总分。
顾客认同 =“组织效能量表分层面一”五个题项的总分。
财务控管 =“组织效能量表分层面二”五个题项的总分。
内部运作 =“组织效能量表分层面三”五个题项的总分。
学习成长 =“组织效能量表分层面四”五个题项的总分。

模型中五个潜在变量所形成的结构模型图如下：

其中组织学习、知识管理、组织制度为外衍潜在变量(exogenous latent variables)，组织文化、组织效能为内衍潜在变量(endogenous latent variables)。

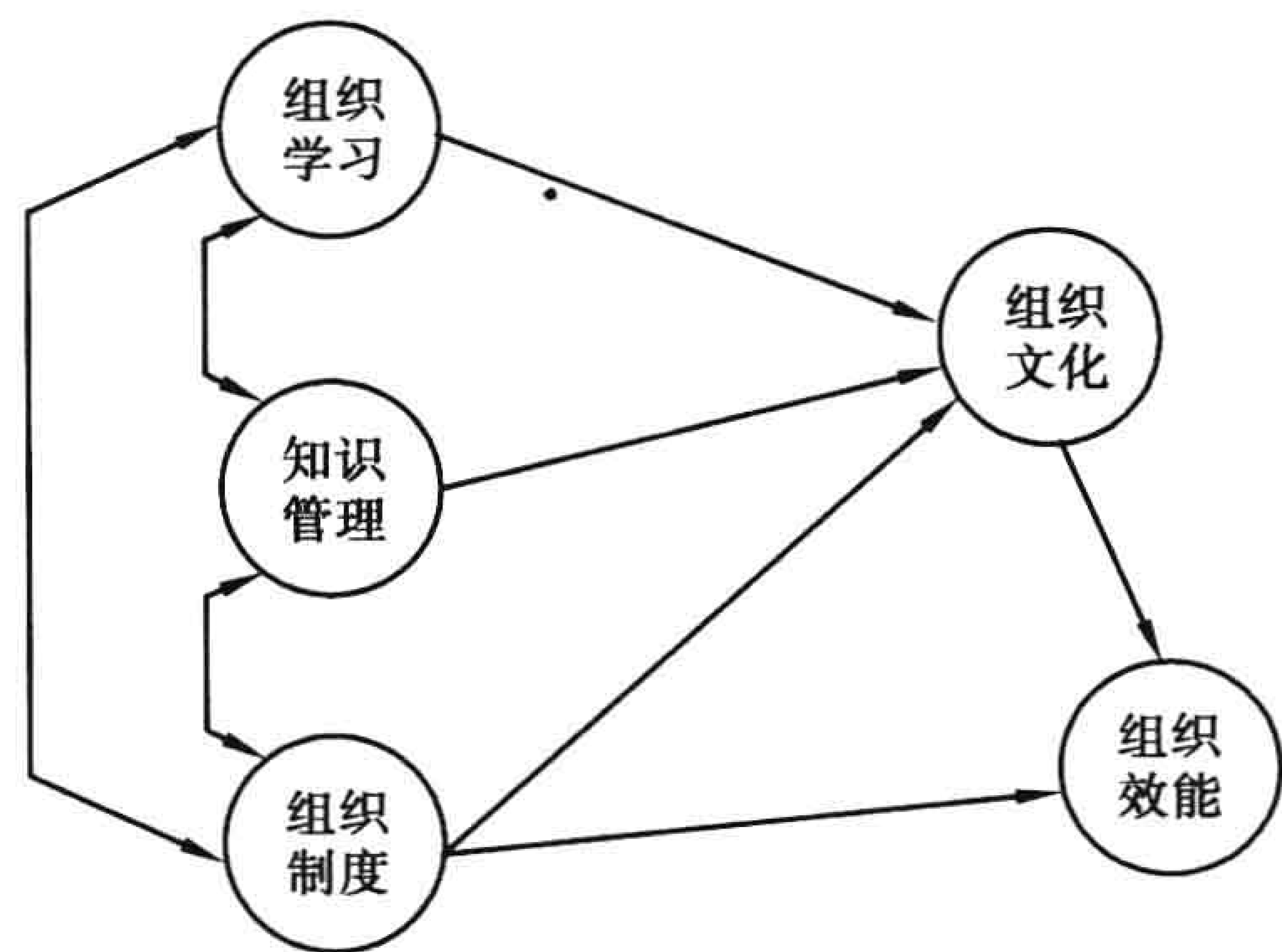


图 9-2 结构模型图

上述理论模型图在 LISREL 中的符号表示如下：

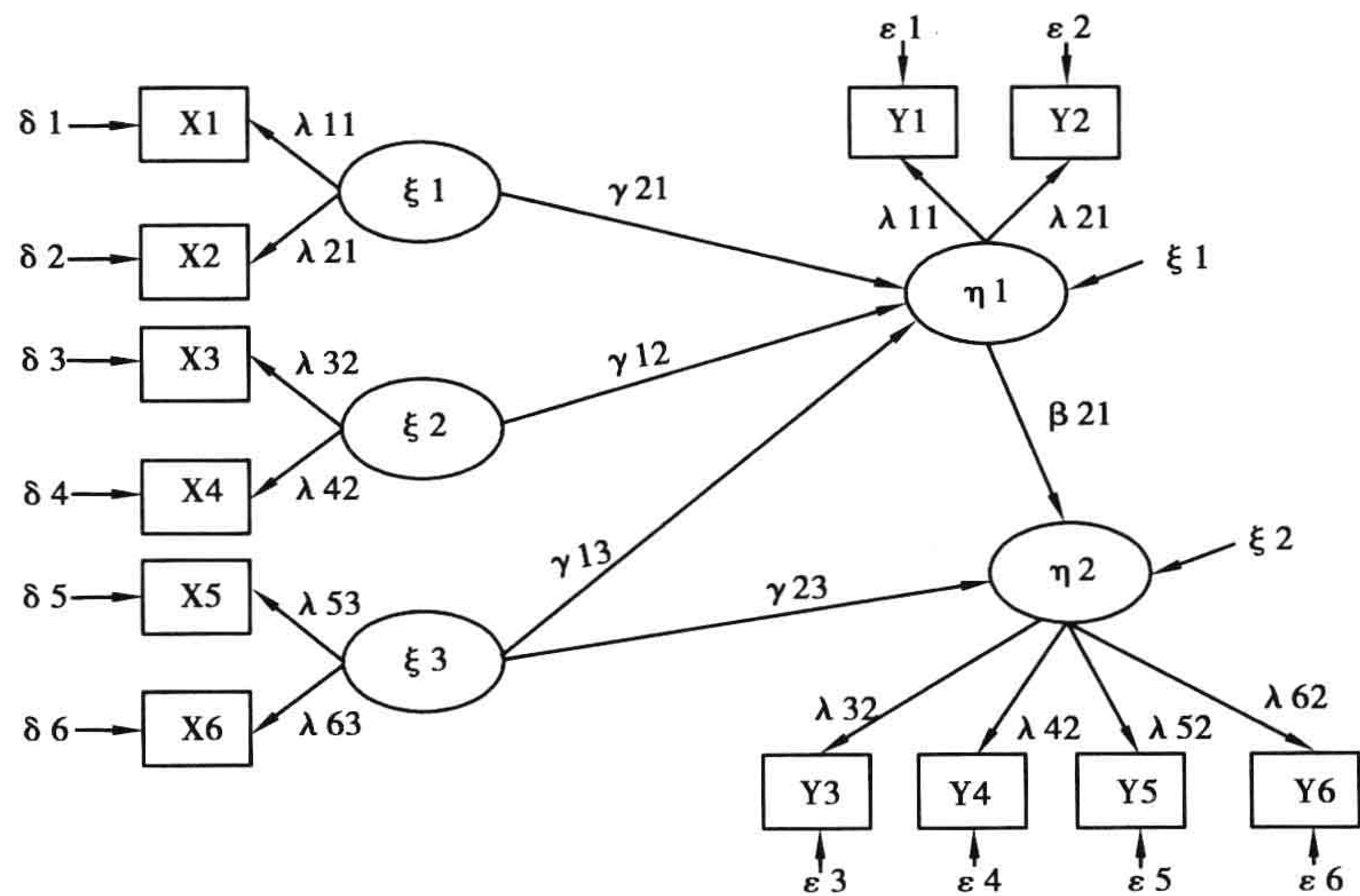


图 9-3 理论模型图

9.2 语法程序

语法程序一

```
! 企业组织之组织效能因果模型验证
Observed Variables:
信任和谐 稳定运作 顾客认同 财务控管 内部运作 学习成长
适应学习 创新学习 知识获取 知识流通 薪资福利 主管领导
Correlation Matrix:
1.000
0.877 1.000
0.529 0.682 1.000
0.420 0.832 0.596 1.000
0.652 0.547 0.736 0.601 1.000
0.636 0.580 0.604 0.588 0.601 1.000
0.391 0.494 0.262 0.152 0.101 0.528 1.000
0.452 0.327 0.089 0.056 0.098 0.097 0.675 1.000
0.222 0.325 0.172 0.043 0.117 0.109 0.075 0.022 1.000
0.217 0.472 0.163 0.165 0.103 0.014 0.099 0.204 0.514 1.000
0.423 0.218 0.460 0.353 0.430 0.609 0.046 0.054 0.025 0.072 1.000
0.283 0.392 0.458 0.351 0.436 0.213 0.028 0.045 0.061 0.065 0.633 1.000
Standard Deviation:
2.120 1.927 1.454 2.357 1.245 3.232 2.127 3.125 2.256 1.904 2.245 1.467
Sample Size = 200
Latent Variables:
组织学习 知识管理 组织制度 组织文化 组织效能
Rationships:
适应学习 创新学习 = 组织学习
知识获取 知识流通 = 知识管理
薪资福利 主管领导 = 组织制度
信任和谐 稳定运作 = 组织文化
顾客认同 财务控管 内部运作 学习成长 = 组织效能
组织文化 = 组织学习 知识管理 组织制度
组织效能 = 组织制度 组织文化
Path diagram
Options: RS SC ND = 2 ME = ML EF IT = 100
End of Problem
```

【说明】

上述语法程序中，直接以SIMPLIS的[Options]指令来界定输出的报表，RS为输出各种残差数据，SC为输出完全标准化估计值，ND = 2界定报表的数据到小数二位，ME = ML界定模型估计的方法为最大概似法(ML法)，此种估计方法为预设值，EF为界定输出的总效果值与间接效果值，IT = 100界定迭代估算的最高次数为100。

语法程序二

```
! 企业组织之组织效能因果模型验证
Observed Variables:
信任和谐  稳定运作  顾客认同  财务控管  内部运作  学习成长
适应学习  创新学习  知识获取  知识流通  薪资福利  主管领道
Correlation Matrix:
1.000
0.877 1.000
0.529 0.682 1.000
0.420 0.832 0.596 1.000
0.652 0.547 0.736 0.601 1.000
0.636 0.580 0.604 0.588 0.601 1.000
0.391 0.494 0.262 0.152 0.101 0.528 1.000
0.452 0.327 0.089 0.056 0.098 0.097 0.675 1.000
0.222 0.325 0.172 0.043 0.117 0.109 0.075 0.022 1.000
0.217 0.472 0.163 0.165 0.103 0.014 0.099 0.204 0.514 1.000
0.423 0.218 0.460 0.353 0.430 0.609 0.046 0.054 0.025 0.072 1.000
0.283 0.392 0.458 0.351 0.436 0.213 0.028 0.045 0.061 0.065 0.633 1.000
Standard Deviation:
2.120 1.927 1.454 2.357 1.245 3.232 2.127 3.125 2.256 1.904 2.245 1.467
Sample Size = 200
Latent Variables:
组织学习  知识管理  组织制度  组织文化  组织效能
Rationships:
适应学习  创新学习 = 组织学习
知识获取  知识流通 = 知识管理
薪资福利  主管领导 = 组织制度
信任和谐  稳定运作 = 组织文化
顾客认同  财务控管  内部运作  学习成长 = 组织效能
Paths:
组织学习  知识管理  组织制度→组织文化
组织制度  组织文化           →组织效能
Path diagram
Options: RS SC ND = 2 ME = ML EF IT = 100
End of Problem
```

【说明】

语法程序二以[Rationships:]指令界定测量模型的关系，而以[Paths:]指令界定结构模型的关系，在上述两种语法程序中，建议研究者采用第二种的语法程序，因为此种界定，可明确区分测量模型与结构模型。

9.3　结果报表

图 9-4 为 LISREL 自动绘制的概念模型图：

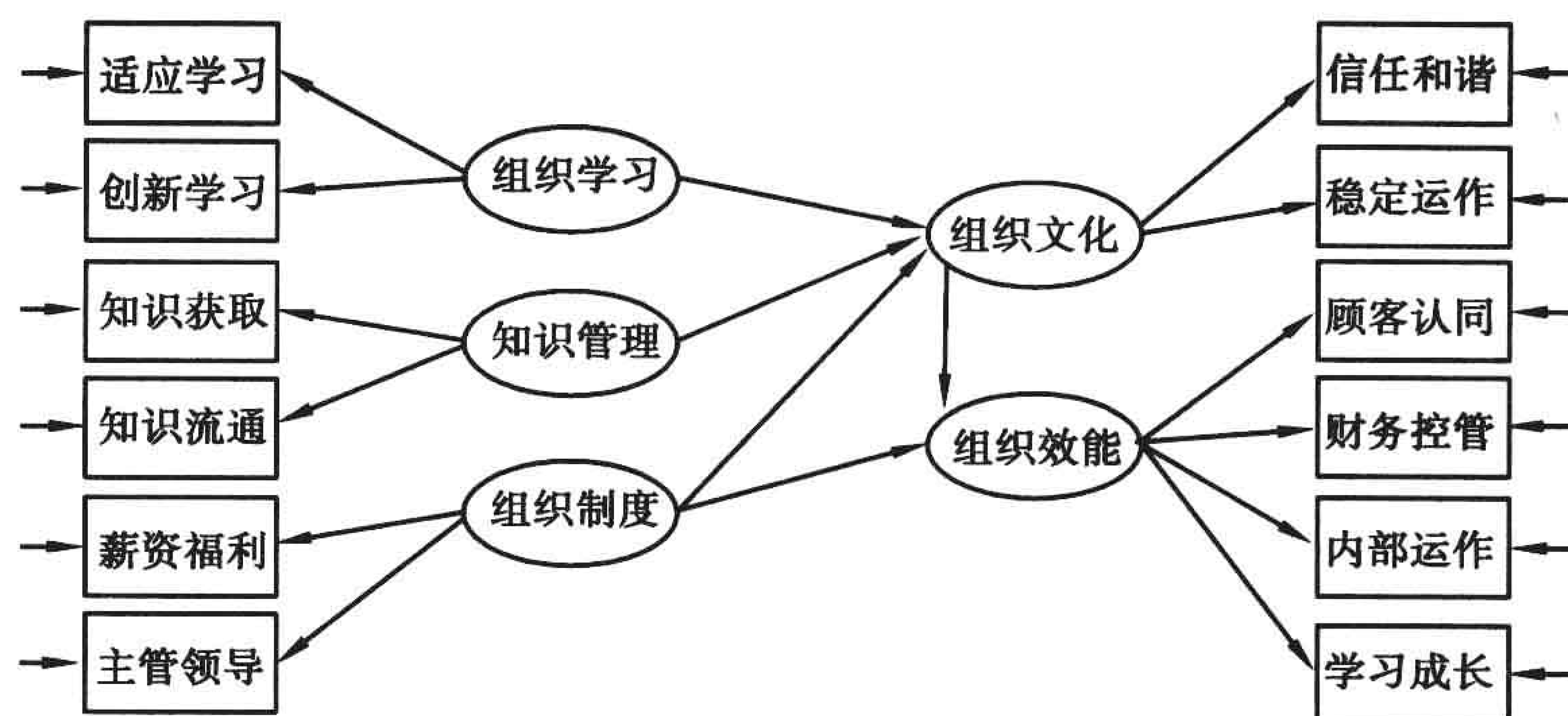


图 9-4

```
! 企业组织之"组织效能"因果模型验证
Number of Iterations = 38
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
         Measurement Equations
信任和谐 =1.83 * 组织文化,Errorvar. =5.64, R² =0.37
                                  (0.73)
                                   7.67
稳定运作 =2.02 * 组织文化,Errorvar. =3.33, R² =0.55
         (0.32)                   (0.64)
          6.32                     5.21
顾客认同 =1.20 * 组织效能,Errorvar. =2.78, R² =0.34
                                  (0.34)
                                   8.11
财务控管 =1.80 * 组织效能,Errorvar. =7.88, R² =0.29
         (0.33)                   (0.93)
          5.50                     8.51
内部运作 =0.99 * 组织效能,Errorvar. =2.13, R² =0.31
         (0.17)                   (0.25)
          5.64                     8.34
学习成长 =2.50 * 组织效能,Errorvar. =14.66, R² =0.30
         (0.45)                    (1.73)
          5.55                      8.46
适应学习 =2.05 * 组织学习,Errorvar. =4.85, R² =0.46
         (0.41)                   (1.56)
          5.02                     3.10
创新学习 =2.19 * 组织学习,Errorvar. =14.74, R² =0.25
```

```
          (0.49)                  (2.25)
           4.50                    6.55
知识获取 =1.44 * 知识管理,Errorvar. =8.12, R² =0.20
          (0.41)                  (1.30)
           3.47                    6.23
知识流通 =1.54 * 知识管理,Errorvar. =4.89, R² =0.33
          (0.42)                  (1.26)
           3.68                    3.86
薪资福利 =1.92 * 组织制度,Errorvar. =6.41, R² =0.36
          (0.33)                  (1.19)
           5.80                    5.40
主管领导 =1.06 * 组织制度,Errorvar. =3.19, R² =0.26
          (0.20)                  (0.44)
           5.31                    7.20
          Structural Equations
组织文化 =0.41 * 组织学习 +0.35 * 知识管理 +0.38 * 组织制度,Errorvar. =0.49,R² =0.51
        (0.13)          (0.14)          (0.13)                 (0.19)
         3.15            2.47            2.94                   2.64
组织效能 =0.61 * 组织文化 +0.43 * 组织制度,Errorvar. =0.23,R² =0.77
          (0.14)          (0.14)                (0.14)
           4.22            3.19                  1.68
          Reduced Form Equations
组织文化 =0.41 * 组织学习 +0.35 * 知识管理 +0.38 * 组织制度,Errorvar. = 0.49,R² =0.51
        (0.13)          (0.14)          (0.13)
         3.15            2.47            2.94
组织效能 =0.25 * 组织学习 +0.21 * 知识管理 +0.66 * 组织制度,Errorvar. = 0.41,R² =0.59
        (0.092)         (0.094)         (0.14)
         2.73            2.25            4.75
```

【说明】

以上数据中所有误差变异量(Errorvar.)均为正数,没有出现负数,且均达到0.05的显著水平(显著性检验的t值绝对值全部大于1.96),表示模型的基本适配指标佳,此外,没有出现负的误差变异,表示模型没有发生违犯估计的情形。此外,所有估计的自由参数(Free Parameters)均达到显著水平,结构方程中的GAMMA系数(外衍潜在变量ξ1,ξ2,ξ3对内衍潜在变量η1的路径系数)与BETA系数(内衍潜在变量η1对内衍潜在变量η2的路径系数)均为正值,与原先假设模型之期望相同,表示模型的内在适配度理想。

在观察变量信度指标方面,12个观察变量的多元相关平方,只有稳定运作指标变量的R^2大于0.50,其余11个显性变量被其相对应潜在变量解释的变异量均小于50%。

在两个结构方程中,第一个结构方程之组织学习、知识管理、组织制度三个外衍潜在变量共可解释组织文化内衍潜在变量51%的变异量,其误差变异量为49%(1－0.51),路径系数值分别为0.41,0.35,0.38,均为正数,表示这三个变量对组织文化的影响均为正向。第二个结构方程之组织文化、组织制度两个潜在变量共可解释组织效能内衍潜在变量77%的变异量,其误差变异量为23%,路径系数值分别为0.61,0.43,均为正数,表示这两个变量对组织效能变量的影响也均为正向。

图9-5为未标准化的参数估计值之模型图:

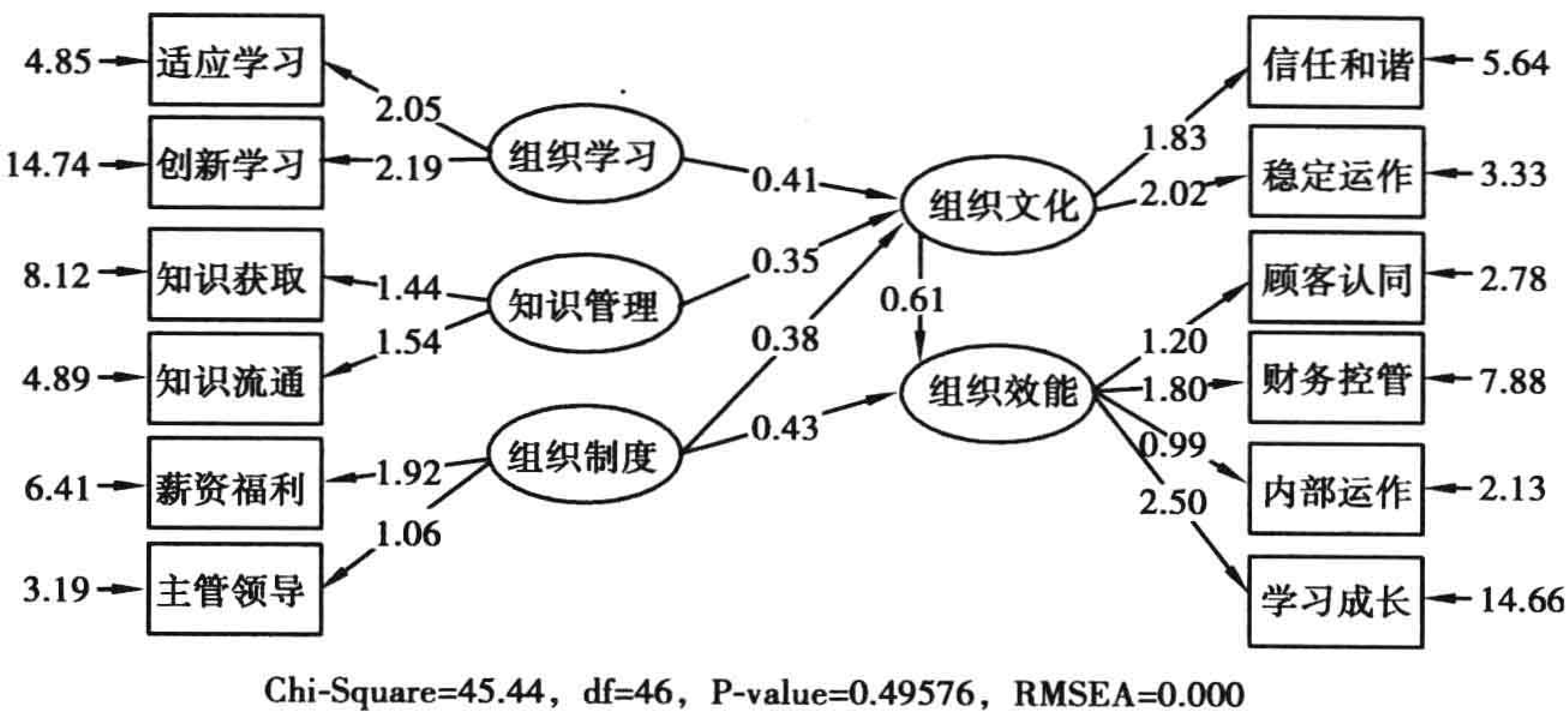


图 9-5

图 9-6 为各估计参数显著性检验的 t 值,四个 γ 系数估计值及一个 β 系数估计值均高于 1.96,达到.05 显著水平,表示假设模型潜在变量间的因果关系路径系数均达到显著。此外,未标准化的估计参数、测量误差的估计值也均达到 0.05 的显著水平。而路径系数估计值显著性检验的 t 值均为正数,表示变量间的影响均为正向,与假设模型原先期望的符号相同,表示模型内在适配情形良好。

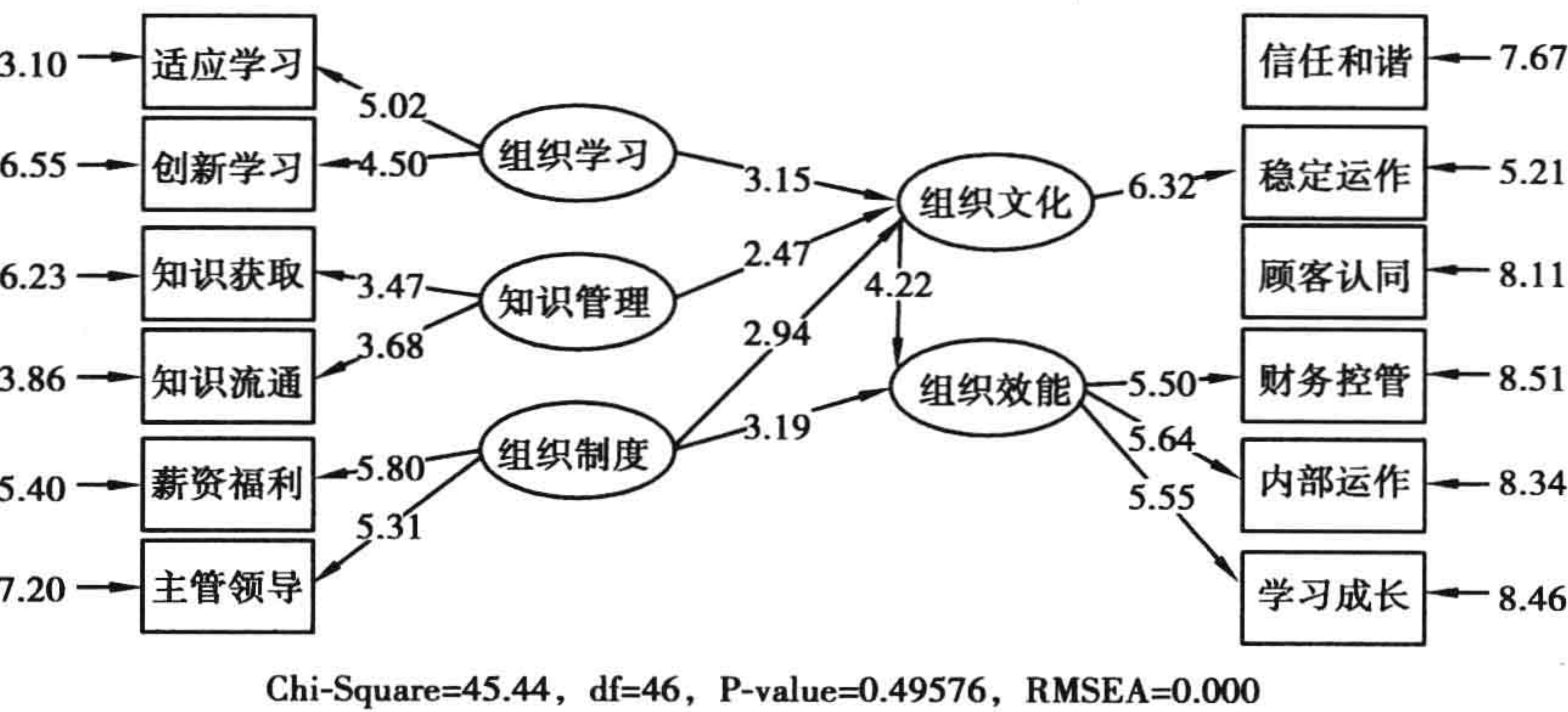


图 9-6

Correlation Matrix of Independent Variables

	组织学习	知识管理	组织制度
组织学习	1.00		
知识管理	0.16	1.00	
	(0.15)		
	1.08		
组织制度	0.05	0.04	1.00
	(0.13)	(0.15)	
	0.34	0.29	

【说明】

以上数据为三个外衍潜在变量组织学习、知识管理、组织制度间的相关矩阵,对角线

的数值均为1,在SEM分析中,所有外衍潜在变量间界定有相关,下图为输出路径图中模型型态选取[X模型]之路径图,会呈现外衍潜在变量间的相关系数,其中组织学习与知识管理间的相关系数为0.16($p>0.05$),组织学习与组织制度间的相关系数为0.05($p>0.05$),知识管理与组织制度间的相关系数为0.04($p>0.05$),三个外衍潜在变量间的相关均未达0.05的显著水平。

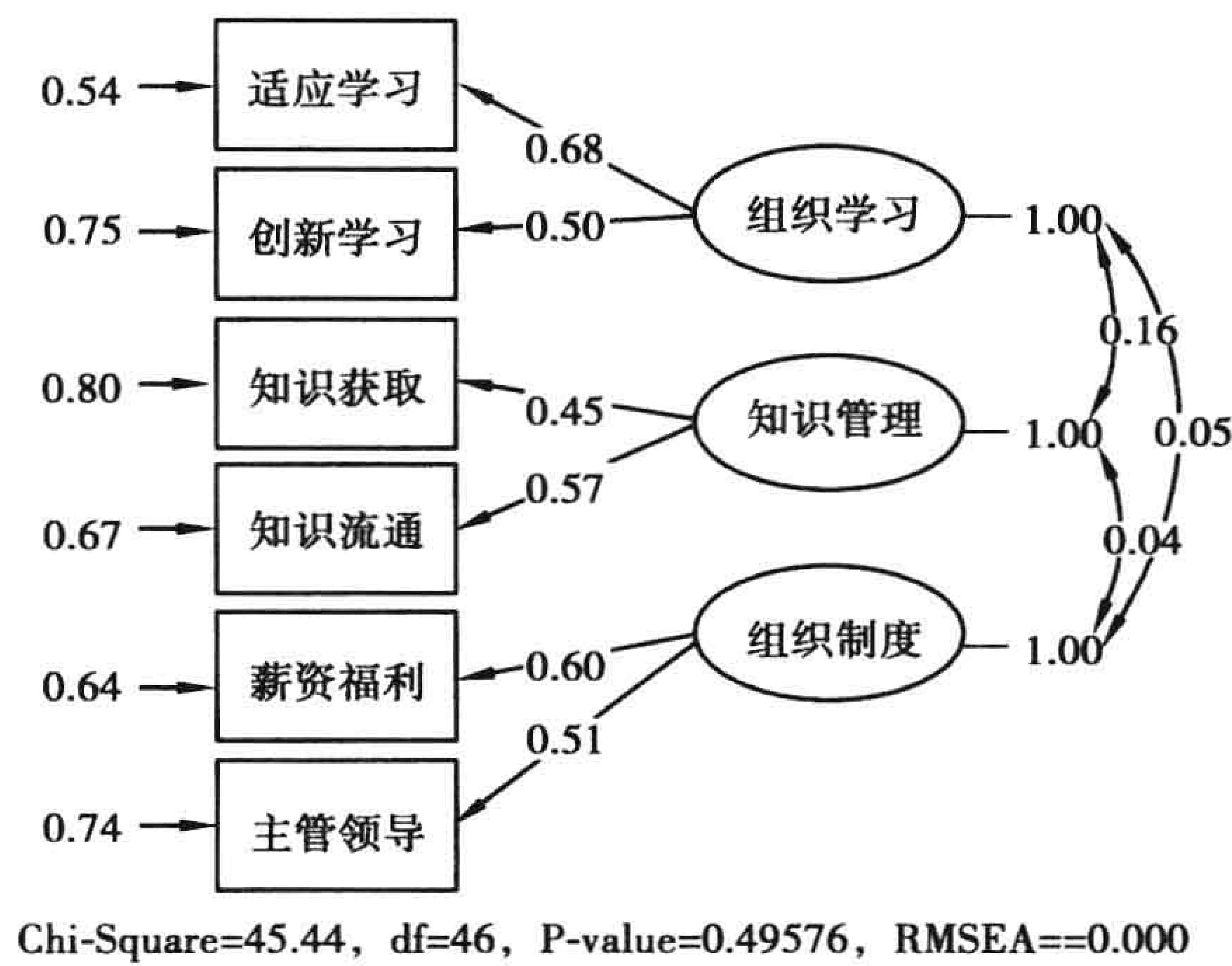


图9-7

Covariance Matrix of Latent Variables

	组织文化	组织效能	组织学习	知识管理	组织制度
组织文化	1.00				
组织效能	0.79	1.00			
组织学习	0.49	0.32	1.00		
知识管理	0.43	0.28	0.16	1.00	
组织制度	0.41	0.68	0.05	0.04	1.00

【说明】

以上数据为五个潜在变量的相关系数矩阵,其中组织文化与组织效能间的相关系数为0.79,组织学习、知识管理、组织制度三个外衍潜在变量与组织文化内衍潜在变量间的相关系数分别为0.49,0.43,0.41;而与组织效能内衍潜在变量间的相关系数分别为0.32,0.28,0.68。变量间的相关均呈正相关,这与模型路径系数均为正值可相互印证,即组织学习、知识管理、组织制度三个外衍潜在变量对组织文化的影响为正向,而组织文化与组织制度对组织效能的影响也为正向,与建构的理论相符合。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 46
Minimum Fit Function Chi-Square = 45.43 (P = 0.50)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 45.44 (P = 0.50)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 19.36)
Minimum Fit Function Value = 0.23
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.097)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.046)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.97
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.55
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.55 ; 0.65)
ECVI for Saturated Model = 0.78
ECVI for Independence Model = 2.86
Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 545.43
Independence AIC = 569.43
Model AIC = 109.44
Saturated AIC = 156.00
Independence CAIC = 621.01
Model CAIC = 246.98
Saturated CAIC = 491.27
Normed Fit Index (NFI) = 0.92
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.64
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.88
Critical N (CN) = 312.91
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.43
Standardized RMR = 0.039
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.96
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.94
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.57

【说明】

在整体模型适配度的检验所呈现的各种统计量中，在自由度等于 46 时，卡方值等于 45.44，显著性检验的概率值 $p=0.50>0.05$，接受虚无假设，接受假设理论模型与实际数据可以契合的假设。将上述模型检验适配的指标值整理如下：

表 9-1

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果	模型适配判断
绝对适配度指数			
卡方^2	p>0.05(未达显著水平)	45.44(p>0.05)	是
RMR 值	<0.05	0.430	否
SRMR 值	≤0.05	0.039	是
RMSEA 值	<0.08(若<0.05 优良;<0.08 良好)	0.000	是
GFI 值	>0.90 以上	0.960	是
AGFI 值	>0.90 以上	0.940	是
NCP 值	愈小愈好(数值在 0 至正实数)	0.000	是

续表

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果	模型适配判断
增值适配度指数			
NFI 值	>0.90 以上	0.920	是
RFI 值	>0.90 以上	0.880	否
IFI 值	>0.90 以上	1.000	是
TLI 值(NNFI 值)	>0.90 以上	1.000	是
CFI 值	>0.90 以上	1.000	是
简约适配度指数			
PNFI 值	>0.50 以上	0.640	是
PGFI 值	>0.50 以上	0.570	是
CN 值	>200	312.91	是
卡方^{2}自由度比	<2.00	45.44 ÷ 46 = 0.988	是
AIC	理论模型值同时小于饱和模型及独立模型的值	109.44 <569.43 109.44 <156.00	是
CAIC	理论模型值同时小于饱和模型及独立模型的值	246.98 <621.01 246.98 <491.27	是

以上述绝对适配度指数、增值适配度指数及简约适配度指数的指标值来检验模型的契合度,其中除 RMR 值及 RFI 值未达检验标准外,其余适配度指标均达标准。整体而言,研究者所提的企业组织"组织效能"理论架构的模型,可以获得统计上的支持,即"组织效能"理论架构的模型图与实际数据适配情形良好。

```
! 企业组织之"组织效能"因果模型验证
Summary Statistics for Fitted Residuals
Smallest Fitted Residual = -1.00
Median Fitted Residual =  0.00
Largest Fitted Residual =  2.01
```

【说明】

上表为适配残差矩阵(数据所得的协方差之 S 矩阵-理论模型所得之 $\hat{\Sigma}$ 矩阵)的摘要统计量,其中最小的适配残差值为 -1.00,最大的适配残差值为 2.01,适配残差的中位数为 0.00,适配残差绝对值很小,表示由实际数据所得的协方差之 S 矩阵与由假设理论模型所得之 $\hat{\Sigma}$ 矩阵十分接近,二者的契合度高。

Standardized Residuals

	信任和谐	稳定运作	顾客认同	财务控管	内部运作	学习成长
	----	----	----	----	----	----
信任和谐	- -					
稳定运作	-1.25	- -				
顾客认同	-0.37	0.00	- -			
财务控管	-1.07	2.67	-0.47	- -		
内部运作	1.29	-1.46	1.12	-0.05	- -	
学习成长	1.25	-0.76	-0.47	-0.02	-0.15	- -
适应学习	-0.17	0.01	0.10	-0.70	-1.26	2.59
创新学习	1.73	-0.54	-0.80	-0.93	-0.65	-0.61
知识获取	-0.17	0.59	0.20	-0.77	-0.21	-0.24

知识流通	-0.94	1.79	-0.22	-0.07	-0.67	-1.38
薪资福利	1.24	-2.08	-0.26	-1.00	-0.36	-1.76
主管领导	0.25	0.90	0.57	-0.25	0.49	-1.75

Standardized Residuals

	适应学习	创新学习	知识获取	知识流通	薪资福利	主管领导
	----	----	----	----	----	----
适应学习	- -					
创新学习	- -	- -				
知识获取	-0.22	-0.41	- -			
知识流通	-0.32	1.02	- -	- -		
薪资福利	0.10	0.23	0.01	0.43	- -	
主管领导	-0.03	0.18	0.33	0.35	1.24	- -

Summary Statistics for Standardized Residuals

Smallest Standardized Residual = -2.08

Median Standardized Residual = 0.00

Largest Standardized Residual = 2.67

【说明】

以上数据为标准化残差的相关矩阵，与标准化残差的摘要统计量，将适配残差矩阵加以标准化后，即为标准化残差矩阵数值。其中最大的标准化残差值为2.67、最小的标准化残差值-2.08。标准化残差绝对值中大于2.58（$\alpha = 0.01$ 的显著水平）者有两个，显示模型的内在适配稍欠理想。

```
Stemleaf Plot
 -2|1
 -1|75
 -1|43310
 -0|998887766555
 -0|4443332222221110000000000000000000
  0|112222344
  0|5669
  1|012223
  1|788
  2|
  2|67
```

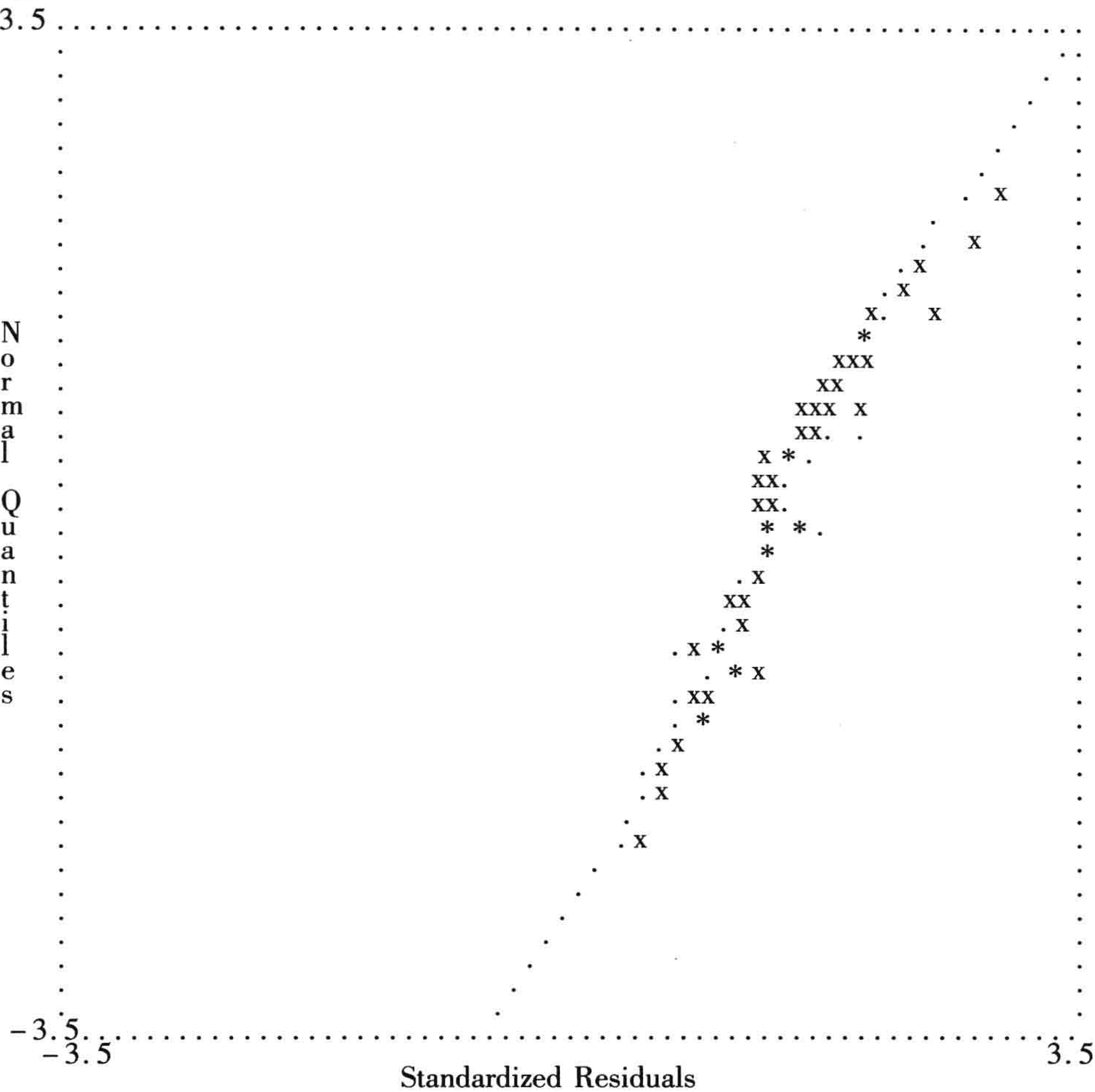
Largest Positive Standardized Residuals

Residual for 财务控管 and 稳定运作 2.67

Residual for 适应学习 and 学习成长 2.59

【说明】

以上数据为标准化残差的茎叶图（Stemleaf Plot），在标准化残差茎叶图的下方会列出标准化残差值大于2.58是出现在哪几组变量间，财务控管与稳定运作变量的协方差，出现的标准化残差值为2.67；适应学习与学习成长变量的协方差，出现的标准化残差值为2.59。



【说明】

上图为标准化残差值的 Q-PLOT 图,其中大部分的标准化残差值沿著 45 度对角线分布,表示模型适配的情形尚佳。

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance

Between	and	Decrease in Chi-Square	New Estimate
财务控管	稳定运作	10.2	1.64
适应学习	学习成长	8.8	2.38

【说明】

以上数据为 LISREL 根据修正指标值对模型的建议,其中没有建议新增路径,只提出误差共变的建议,如增列财务控管与稳定运作间的误差共变(两者的误差间设定有相关),则可减少卡方值 10.2,新的估计值为 1.64。

图 9-8 为 LISREL 所输出的修正指标模型图,与上述建议的数据相同:

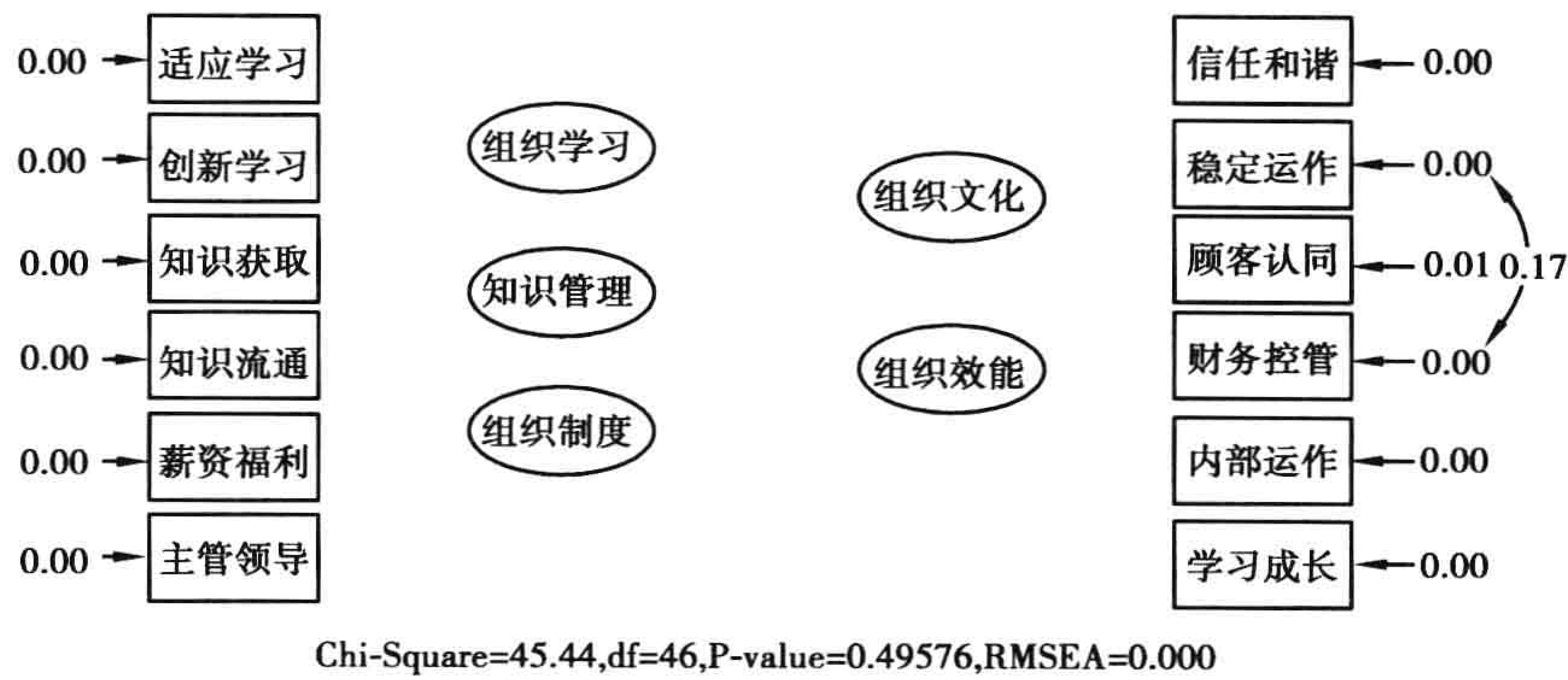


图 9-8

```
! 企业组织之"组织效能"因果模型验证
    Completely Standardized Solution
            LAMBDA-Y
              组织文化    组织效能
              --------    --------
    信任和谐      0.61        - -
    稳定运作      0.74        - -
    顾客认同      - -         0.58
    财务控管      - -         0.54
    内部运作      - -         0.56
    学习成长      - -         0.55
            LAMBDA-X
              组织学习    知识管理    组织制度
              --------    --------    --------
    适应学习      0.68        - -         - -
    创新学习      0.50        - -         - -
    知识获取      - -         0.45        - -
    薪资福利      - -         - -         0.60
    知识流通      - -         0.57        - -
    主管领导      - -         - -         0.51
            BETA
              组织文化    组织效能
              --------    --------
    组织文化      - -         - -
    组织效能      0.61        - -
            GAMMA
              组织学习    知识管理    组织制度
              --------    --------    --------
    组织文化      0.41        0.35        0.38
    组织效能      - -         - -         0.43
            Correlation Matrix of ETA and KSI
              组织文化    组织效能    组织学习    知识管理    组织制度
              --------    --------    --------    --------    --------
    组织文化      1.00
```

组织效能	0.79	1.00			
组织学习	0.49	0.32	1.00		
知识管理	0.43	0.28	0.16	1.00	
组织制度	0.41	0.68	0.05	0.04	1.00

PSI

Note: This matrix is diagonal.

组织文化	组织效能
0.49	0.23

THETA-EPS

信任和谐	稳定运作	顾客认同	财务控管	内部运作	学习成长
0.63	0.45	0.66	0.71	0.69	0.70

THETA-DELTA

适应学习	创新学习	知识获取	知识流通	薪资福利	主管领导
0.54	0.75	0.80	0.67	0.64	0.74

Regression Matrix ETA on KSI (Standardized)

	组织学习	知识管理	组织制度
组织文化	0.41	0.35	0.38
组织效能	0.25	0.21	0.66

【说明】

以上数据为模型最后完全化解值的各种统计量,包含指标变量 Y 在内衍潜在变量的因素负荷量(LAMBDA-Y)、指标变量 X 在外衍潜在变量的因素负荷量(LAMBDA-X)、内衍潜在变量间的路径系数(BETA 值)、外衍潜在变量对内衍潜在变量间影响的路径系数(GAMMA 值)。"Correlation Matrix of ETA and KSI"列下的数据为外衍潜在变量 η 与内衍潜在变量 ξ 间的相关矩阵,也就是之前潜在变量的共变矩阵列中的数据(Covariance Matrix of Latent Variables)。

两个内衍潜在变量结构方程式的残差值(PSI 值)等于 $1-R^2$,两个结构方程式的 R^2 分别为 0.51,0.77,其误差变异量分别等于 $1-0.51=0.49$,$1-0.77=0.23$,PSI 值也就是模型中的残差值或干扰变异。

THETA-EPS 为内衍潜在变量指标变量(Y)的测量误差值,THETADELTA 为外衍潜在变量指标变量(X)的测量误差值,根据 LAMBDAY 列数据及 THETA-EPS 列数据可以算出内衍潜在变量的组合信度与方差的平均抽取量;而根据 LAMBDA-X 列数据及 THETA-DELTA 列数据可以算出外衍潜在变量的组合信度与方差的平均抽取量。

$$组合效度 = \rho c = \frac{(\sum\lambda)^2}{[(\sum\lambda)^2+\sum\theta]} = \frac{(\sum 因素负荷量)^2}{[(\sum 因素负荷量)^2+\sum 测量误差变异量]}$$

方差的平均抽取量公式如下:

$$\rho v = \frac{(\sum\lambda)^2}{[(\sum\lambda)^2+\sum\theta]} = \frac{(\sum 因素负荷量)^2}{[(\sum 因素负荷量)^2+\sum 测量误差变异量]}$$

"Regression Matrix ETA on KSI (Standardized)"列的数据为外衍潜在变量对内衍潜在变量影响的总效果值。

图 9-9 为基本模型(Basic Model)的标准化解值,即因果模型路径系数图,其中组织学习、知识管理、组织制度对组织文化的直接影响效果值(路径系数)分别为 0.41,0.35,0.38,而组织制度、组织文化对组织效能的直接效果值分别为 0.43,0.61,观察变量在其潜在变量的因素负荷量在 0.45 至 0.74 之间,其中除观察变量知识获取在知识管理潜在变量上的因素负荷量低于 0.50 外,其余十一个的 λ 值均在 0.50 以上。

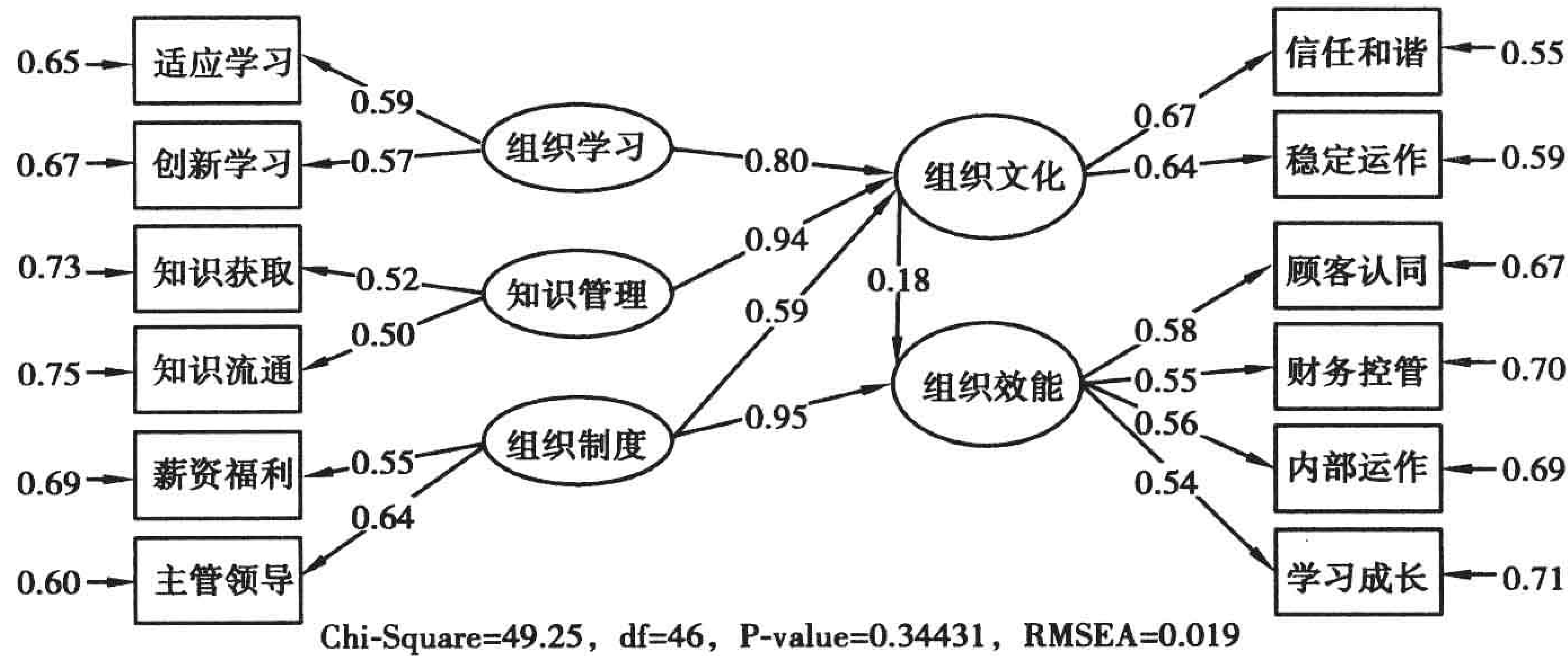


图 9-9

图 9-10 为模型型态选取[Y 模型]之标准化估计值的模型图。

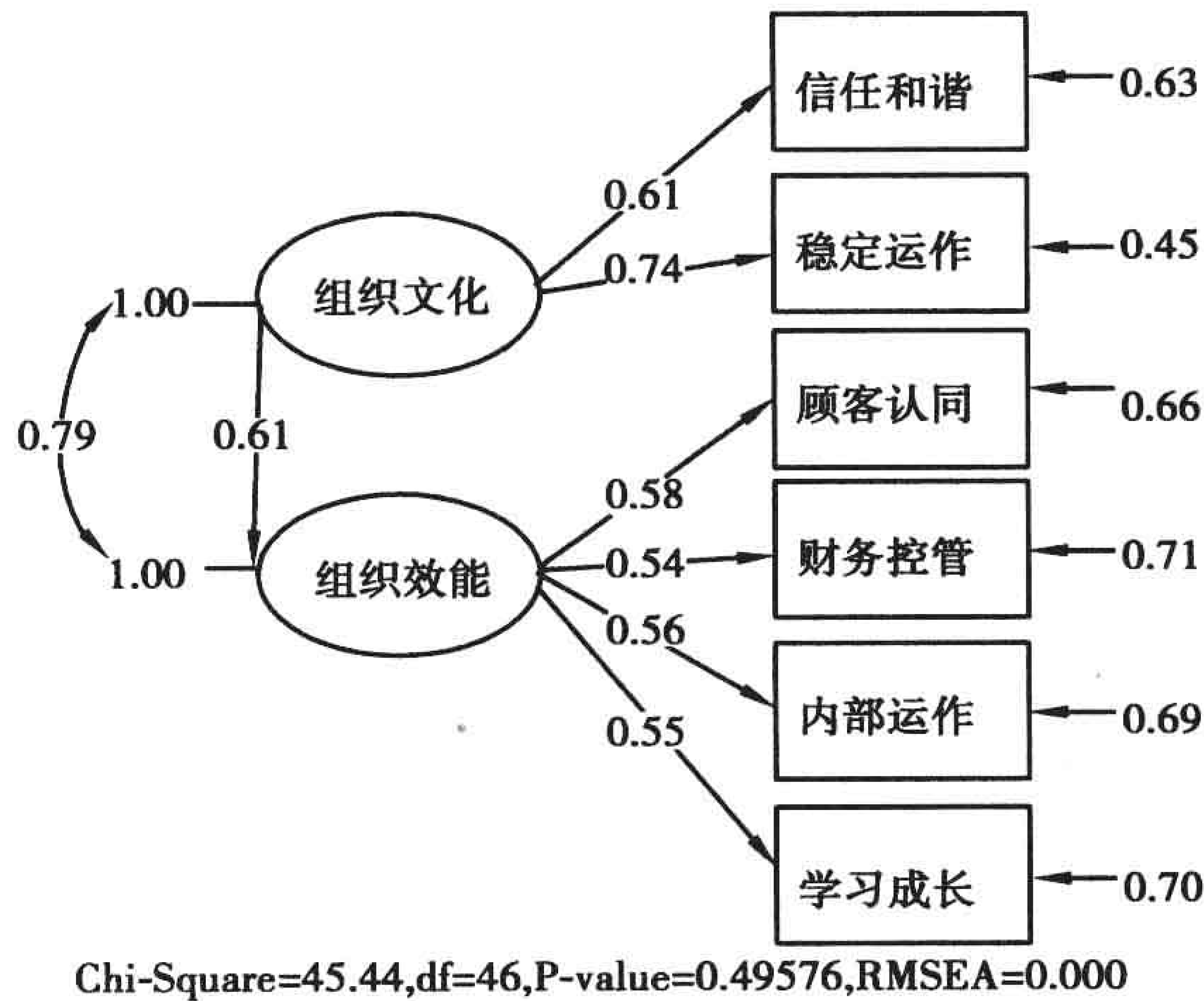


图 9-10

图 9-11 为结构模型之标准化估计值的模型图,此模型图只呈现潜在变量间的关系。

```
! 企业组织之"组织效能"因果模型验证
Total and Indirect Effects
          Total Effects of KSI on ETA
             组织学习    知识管理    组织制度
           ----------  ----------  ----------
组织文化       0.41        0.35        0.38
             (0.13)      (0.14)      (0.13)
               3.15        2.47        2.94
组织效能       0.25        0.21        0.66
             (0.09)      (0.09)      (0.14)
```

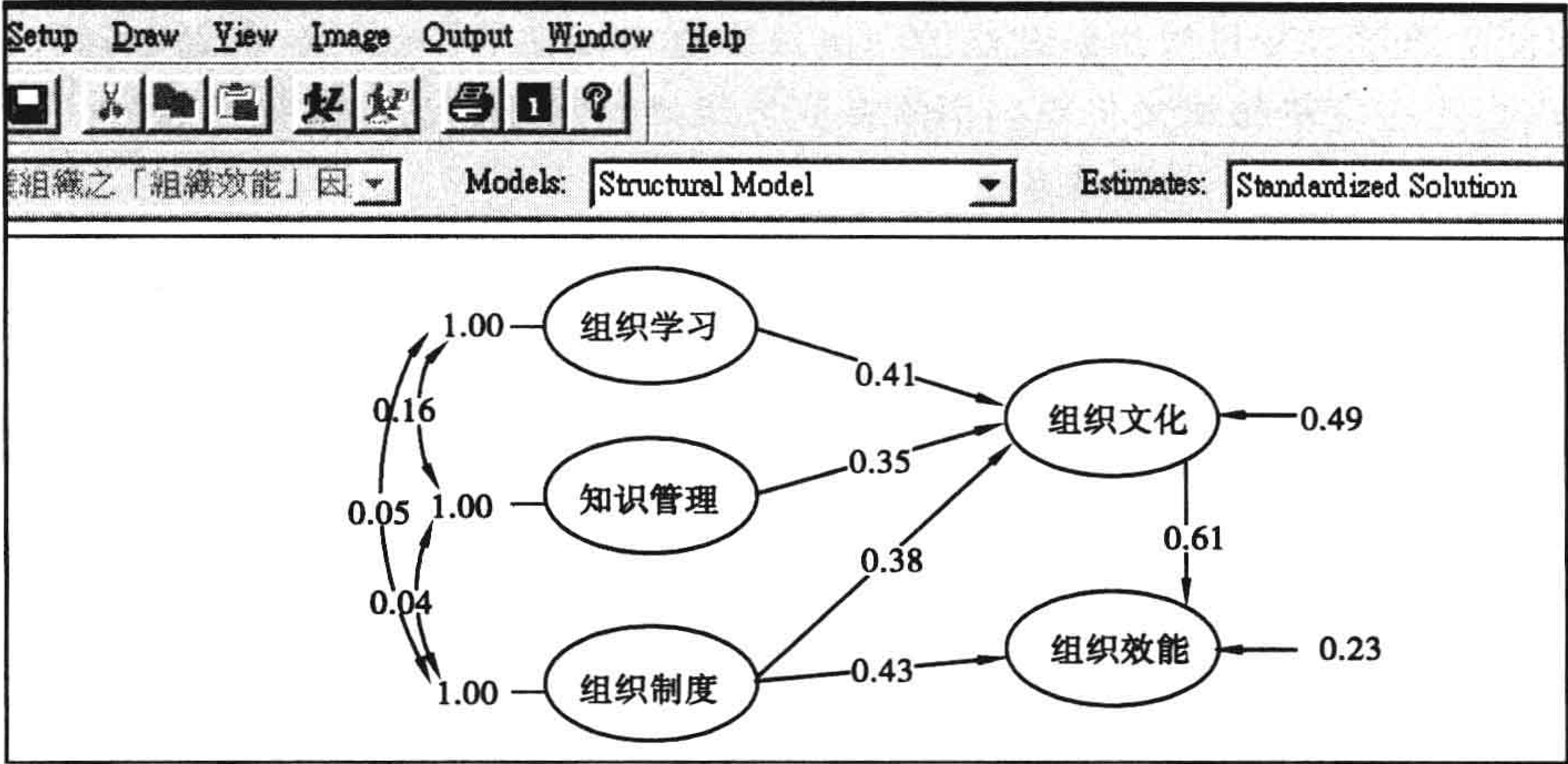


图 9-11

	2.73	2.25	4.75

Indirect Effects of KSI on ETA

	组织学习	知识管理	组织制度
组织文化	- -	- -	- -
组织效能	0.25	0.21	0.23
	(0.09)	(0.09)	(0.09)
	2.73	2.25	2.69

Total Effects of ETA on ETA

	组织文化	组织效能
组织文化	- -	- -
组织效能	0.61	- -
	(0.14)	
	4.22	

【说明】

以上数据为三个外因潜在变量对两个内因潜在变量影响的总效果值与间接效果值，组织学习、知识管理、组织制度外因潜在变量对组织文化内因潜在变量影响的总效果值分别为 0.41,0.35,0.38；而组织学习、知识管理、组织制度三个外因潜在变量对组织效能内因潜在变量影响的总效果值分别为 0.25,0.21,0.66。总效果值为直接效果值加上影响的间接效果值，如组织制度对组织效能影响的直接效果值等于 0.43，间接效果值等于 0.23，其总效果值等于 0.43 + 0.23 = 0.66。

组织学习、知识管理、组织制度三个外衍潜在变量对组织效能内衍潜在变量的间接效果值由下列方式求得：

组织学习→组织效能 = 0.41 × 0.61 = 0.2501 ≈ 0.25
知识管理→组织效能 = 0.35 × 0.61 = 0.2135 ≈ 0.21
组织制度→组织效能 = 0.38 × 0.61 = 0.2318 ≈ 0.23

间接效果值，乃是“因变量”对“果变量”的影响，是通过中介变量作用的，而非直接对其影响。以组织学习为例，其对组织效能虽没有直接影响，但却通过影响组织文化（直接效果值等于 0.41），再间接影响到组织效能，其中组织文化对组织效能的直接影响为

0.61,因而组织学习变量对组织效能的间接效果值 = 0.41 × 0.61 = 0.2501 ≈ 0.25。

而内衍潜在变量组织文化对内衍潜在变量组织效能影响的直接效果值为0.61,无间接效果值,所以其影响的总效果值为0.61。

上述所有变量影响的直接效果值、间接效果值与总效果值的显著性检验均达显著。

将上述各变量间的总影响效果整理如下:

表 9-2

路径影响关系	直接效果	间接效果	总效果
组织学习→组织文化	0.41	----	0.41
知识管理→组织文化	0.35	----	0.35
组织制度→组织文化	0.38	----	0.38
组织学习→组织效能	----	0.25	0.25
知识管理→组织效能	----	0.21	0.21
组织制度→组织效能	0.43	0.23	0.66
组织制度→组织效能	0.61	----	0.61

第十章　可逆模型与相等化限制之结构模型分析

某教育学者对于影响教师工作满意的因素，根据相关理论，提出两个模型。在结构模型 A 中，三个外衍潜在变量行政支持、自我概念、专业成长直接影响到内衍潜在变量工作投入，而外衍潜在变量专业成长与中介变量工作投入又直接影响到工作满意内衍潜在变量。在模型 B 中，三个外衍潜在变量行政支持、自我概念、专业成长直接影响到内衍潜在变量工作投入，而外衍潜在变量专业成长与中介变量工作满意则直接影响到工作投入内衍潜在变量。

模型的观察变量共有八个：

Y1 ＝工作投入分量表一的总分（九个题项的总和）。

Y2 ＝工作投入分量表二的总分（九个题项的总和）。

Y3 ＝工作满意量表十五个题项的总分。

X1 ＝行政支持分量表一的总分（七个题项的总和）。

X2 ＝行政支持分量表二的总分（六个题项的总和）。

X3 ＝自我概念分量表一的总分（六个题项的总和）。

X4 ＝自我概念分量表二的总分（八个题项的总和）。

X5 ＝专业成长量表十个题项的总分。

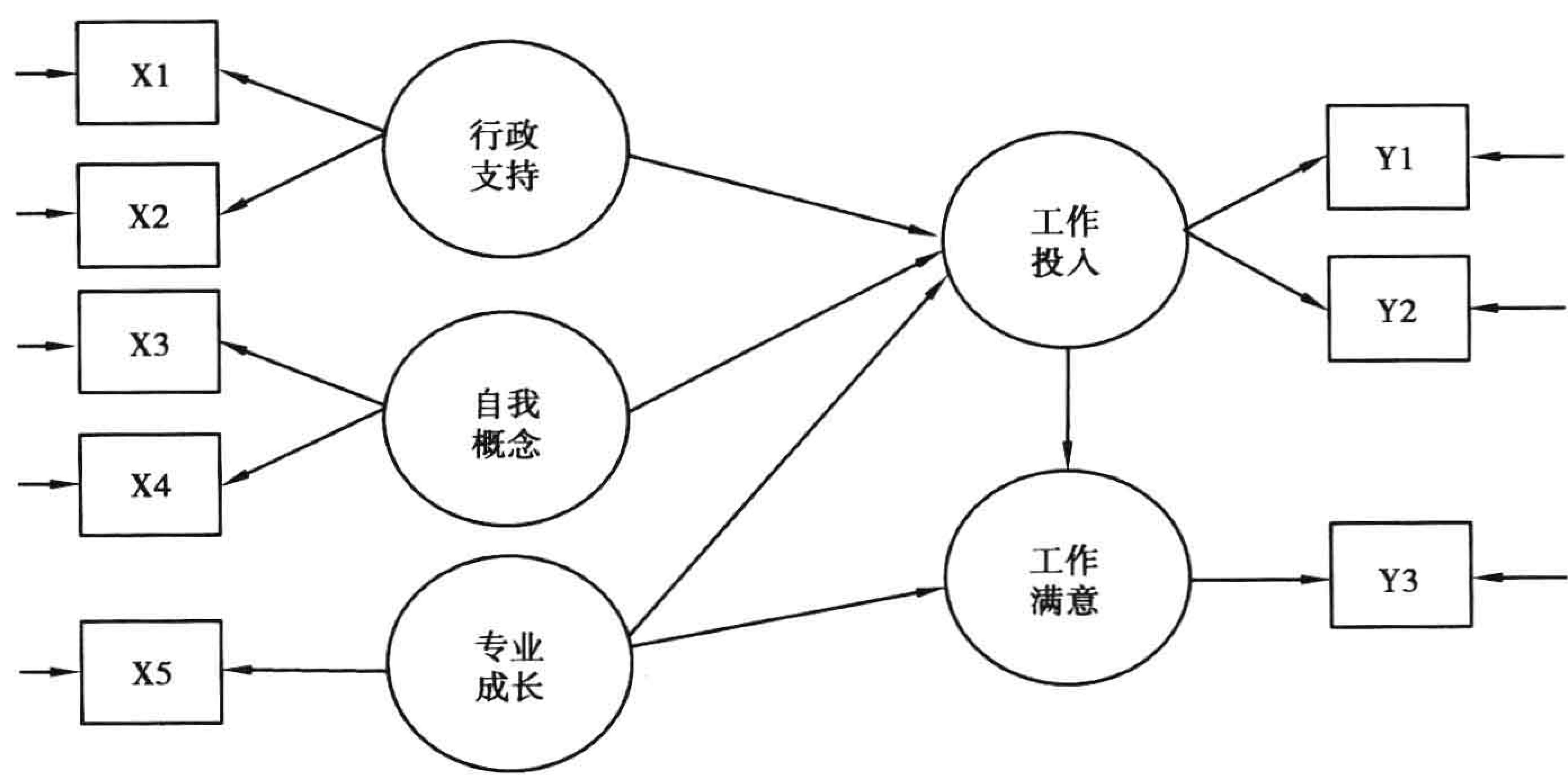


图 10-1

10.1　工作满意 A 理论模型图

语法程序

```
! 教师工作满意的结构模型图
Observed Variables
Y1   Y2   Y3   X1   X2   X3   X4   X5
Correlatio Matrix
1.00
0.53  1.00
0.55  0.50  1.00
0.44  0.32  0.40  1.00
0.42  0.36  0.42  0.54  1.00
0.40  0.30  0.44  0.24  0.25  1.00
0.45  0.31  0.31  0.16  0.16  0.55  1.00
0.50  0.46  0.70  0.26  0.28  0.29  0.23  1.00
Standard Deviation:
2.08  3.40  1.05  1.96  2.07  2.15  2.06  3.65
Sample Size  =  205
Latent Variable
行政支持  自我概念  专业成长  工作投入  工作满意
[1]Relationships:
X1   X2  =  行政支持
X3   X4  =  自我概念
X5       =  专业成长
Y1   Y2  =  工作投入
Y3       =  工作满意
[2]Paths:
行政支持  自我概念  专业成长  →  工作投入
专业成长  工作投入  →  工作满意
[3]Set Error Variance of Y3  =  0
[4]Set Error Variance of X5  =  0
Path Diagram
[5]Options: RS SC
End of Problem
```

【说明】

[1]以[Relationships:]关键字界定五个测量模型。

[2]以[Paths:]关键字界定两个结构模型。

[3]显性变量 Y3,完全由单一内衍潜在变量工作满意来预测。

[4]显性变量 X5,完全由单一外衍潜在变量专业成长来预测,因而无法估计相对应的测量误差。解决方法:将两个指标变量 Y3 与 X5 的测量误差变异量设定为 0,表示显性变量 Y3 的变异可以完全由内衍潜在变量工作满意来解释,而显性变量 X5 的变异可以完全由外衍潜在变量专业成长来解释,所以二者的误差方差皆设定为 0,其关键词与语法

为:[Set Error Variance of 观察变量 = 0]。

[5]以[Options:]指令界定输出格式,选项 RS 输出相关残差值资讯、SC 输出完全标准化解值。

报表结果

```
! 教师工作满意的结构模型图
          Covariance Matrix
        Y1      Y2      Y3      X1      X2      X3      X4      X5
        ---     ---     ---     ---     ---     ---     ---     ---
Y1     4.33
Y2     3.75   11.56
Y3     1.20    1.78    1.10
X1     1.79    2.13    0.82    3.84
X2     1.81    2.53    0.91    2.19    4.28
X3     1.79    2.19    0.99    1.01    1.11    4.62
X4     1.93    2.17    0.67    0.65    0.68    2.44    4.24
X5     3.80    5.71    2.68    1.86    2.12    2.28    1.73   13.32
```

【说明】

以上为八个观察变量的协方差矩阵,先出现内衍潜在变量的指标变量(Y 变量),再出现外衍潜在变量的指标变量(X 变量)。研究者若是直接以协方差矩阵作为分析文件,语法程序如下:

```
! 教师工作满意的结构模型图-以协方差矩阵为文件
Observed Variables
Y1  Y2  Y3  X1  X2  X3  X4  X5
Covariance Matrix:
4.33
3.75  11.56
1.20  1.78   1.10
1.79  2.13   0.82   3.84
1.81  2.53   0.91   2.19   4.28
1.79  2.19   0.99   1.01   1.11   4.62
1.93  2.17   0.67   0.65   0.68   2.44   4.24
3.80  5.71   2.68   1.86   2.12   2.28   1.73   13.32
Sample Size = 205
Latent Variable
行政支持  自我概念  专业成长  工作投入  工作满意
Relationships:
X1  X2 = 行政支持
X3  X4 = 自我概念
X5     = 专业成长
Y1  Y2 = 工作投入
Y3     = 工作满意
Paths:
行政支持  自我概念  专业成长  →  工作投入
专业成长  工作投入  →  工作满意
Set Error Variance of Y3 = 0
```

```
Set Error Variance of X5 = 0
Path Diagram
Options: RS SC
End of Problem
! 教师工作满意的结构模型图
Number of Iterations = 16
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
    Y1 = 1.59 * 工作投入,Errorvar. = 1.80, 2 = 0.58
                                    (0.24)
                                     7.34
    Y2 = 2.19 * 工作投入,Errorvar. = 6.76, R² =0.42
         (0.25)                     (0.76)
          8.87                       8.86
    Y3 = 1.05 * 工作满意, R² =1.00
    X1 = 1.43 * 行政支持,Errorvar. = 1.80,R² =0.53
         (0.15)                     (0.30)
          9.84                       5.96
    X2 = 1.53 * 行政支持,Errorvar. = 1.94, R² =0.55
         (0.15)                     (0.34)
          9.98                       5.71
    X3 = 1.61 * 自我概念,Errorvar. = 2.02, R² =0.56
         (0.16)                     (0.39)
          9.85                       5.21
    X4 = 1.51 * 自我概念,Errorvar. = 1.97,R² =0.54
         (0.16)                     (0.35)
          9.65                       5.63
    X5 = 3.65 * 专业成长,R² =1.00
         (0.18)
         20.20
          Stuctural Equations
工作投入 =0.48 * 行政支持 +0.41 * 自我概念 +0.35 * 专业成长,Errorvar. =0.098,R² =0.90
          (0.082)         (0.080)        (0.073)                    (0.069)
           5.86            5.14           4.79                       1.43
工作满意 =0.53 * 工作投入 +0.34 * 专业成长,Errorvar. =0.36,R² =0.64
          (0.084)         (0.075)                  (0.042)
           6.35            4.55                     8.57
```

【说明】

由于将观察变量 Y3 与 X5 的误差方差设定为 0,表示两个观察变量可以完全反映其潜在变量,所以其被潜在变量解释的变异量为 100%, R^2 等于 1,没有误差变异量。上述结构方程中,三个外衍潜在变量行政支持、自我概念、专业成长可以解释内衍潜在变量工作投入 90% 的变异量,其回归系数分别为 0.48,0.41,0.35;而专业成长与工作投入两个自变量可以解释工作满意因变量 64% 的变异量,其回归系数分别为 0.34,0.53。在测量方程与结构方程中均没有出现负的误差变异量与较大的标准误,表示模型基本适配度良好。两个结构方程式中自变量对因变量的路径系数均为正数,表示其对因变量的影响均为正向,与原先理论建构期望的符号相同。

各参数估计显著性检验的 t 值模型图如下：所估计的参数都达到显著水平（t 值绝对值均大于 1.96），表示模型的内在品质佳；此外，没有出现负的误差变异量，表示没有违反模型的估计。

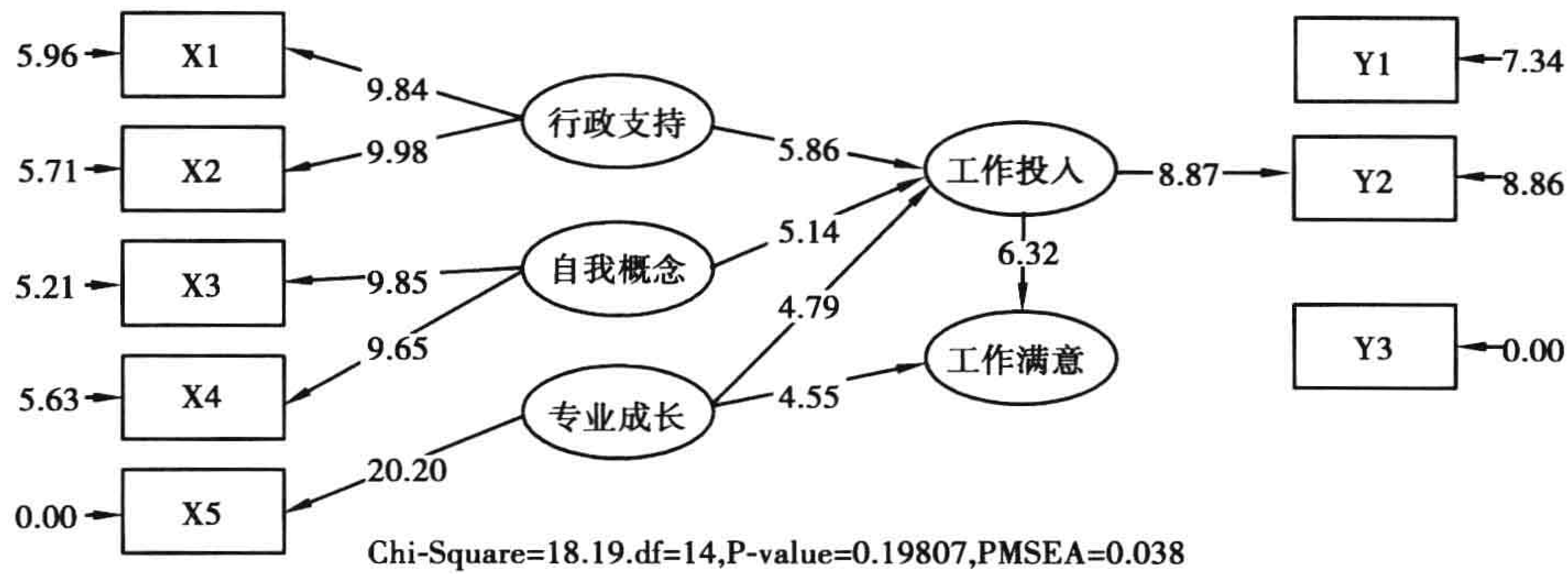


图 10-2

Correlation Matrix of Independent Variables

	行政支持	自我概念	专业成长
行政支持	1.00		
自我概念	0.37	1.00	
	(0.09)		
	4.13		
专业成长	0.37	0.35	1.00
	(0.07)	(0.07)	
	4.92	4.70	

【说明】

以上为三个外衍潜在变量间的相关系数矩阵，三个相关系数分别为 0.37，0.37，0.35，其相对应的估计标准误分别为 0.09，0.07，0.07，相关系数显著性检验的 t 值分别为 4.13，4.92，4.70，均大于 1.96，表示均达 0.05 的显著水平。

Covariance Matrix of Latent Variables

	工作投入	工作满意	行政支持	自我概念	专业成长
工作投入	1.00				
工作满意	0.76	1.00			
行政支持	0.77	0.53	1.00		
自我概念	0.72	0.50	0.37	1.00	
专业成长	0.67	0.70	0.37	0.35	1.00

【说明】

以上为五个潜在变量间的相关系数矩阵，其相关系数均为正数，表示工作投入、工作满意、行政支持、自我概念、专业成长五个变量间均呈正向关系。

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 14

Minimum Fit Function Chi-Square = 17.50 (P = 0.23)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 18.19 (P = 0.20)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 4.19
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 19.40)
Minimum Fit Function Value = 0.086
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.021
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.095)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.038
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.082)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.62
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.30
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.28 ; 0.38)
ECVI for Saturated Model = 0.35
ECVI for Independence Model = 4.69
Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 940.46
Independence AIC = 956.46
Model AIC = 62.19
Saturated AIC = 72.00
Independence CAIC = 991.04
Model CAIC = 157.30
Saturated CAIC = 227.63
Normed Fit Index (NFI) = 0.98
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.99
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.49
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.96
Critical N (CN) = 340.68
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.14
Standardized RMR = 0.027
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.94
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.38

【说明】

以上数据为整体模型适配度检验的各种指标，其中整体模型适配度的卡方值在自由度为 14 时，卡方值等于 18.19，显著性检验的概率值 $p = 0.20 > 0.05$，接受虚无假设，表示整体假设模型与实际数据可以契合。再从其他适配度指标来看，RMSEA 值等于 0.038、SRMR = 0.027，均小于0.05 的指标值，表示模型是可以接受的；GFI 值 = 0.98、AGFI 值 = 0.94、NFI 值 = 0.98、NNFI 值 = 0.99、CFI 值 = 1.00、IFI 值 = 1.00、RFI 值 = 0.96，均大于0.90 的接受标准；而 CN 值 = 340.684，大于200 的建议值，也达到模型接受标准。整体而言，其中除 RMR 值 = 0.14(>0.05)，PGFI 值 = 0.38(<0.50)、PNFI 值 = 0.49(<0.50)，未达到模型可以接受的标准值外，多数指标显示模型是可以接受的。

在精简适配度指标方面,理论模型的 AIC 值等于 62.19,小于独立模型的 AIC 值(= 956.46),也小于饱和模型的 AIC 值(= 72.00);理论模型的 CAIC 值等于 157.30,小于独立模型的 CAIC 值(= 991.04),也小于饱和模型的 AIC 值(=227.63);此外整体适配度指标中 ECVI 值 = 0.30,其数值很小,均表示模型的适配程度良好。整体而言,因果模型之路径图与实际数据可以适配。

```
! 教师工作满意的结构模型图
Summary Statistics for Fitted Residuals
Smallest Fitted Residual  = -0.34
Median Fitted Residual    =  0.00
Largest Fitted Residual   =  0.32
Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual  = -1.94
Median Standardized Residual    =  0.00
Largest Standardized Residual   =  2.24
```

【说明】

以上数据为适配残差及标准化残差值的摘要表,适配协方差矩阵的残差值最大值为 0.32,最小值为 -0.34,将适配后残差矩阵标准化后,最大的标准化残差值为 2.24,最小的标准化残差值为 -1.94,绝对值均小于 2.58,表示假设模型的协方差矩阵与数据的协方差矩阵的差异甚小。

```
! 教师工作满意的结构模型图
Completely Standardized Solution
        LAMBDA-Y
            工作投入    工作满意
            --------    --------
    Y1        0.76        - -
    Y2        0.64        - -
    Y3        - -         1.00
        LAMBDA-X
            行政支持    自我概念    专业成长
            --------    --------    --------
    X1        0.73        - -         - -
    X2        0.74        - -         - -
    X3        - -         0.75        - -
    X4        - -         0.73        - -
    X5        - -         - -         1.00
        BETA
            工作投入    工作满意
            --------    --------
工作投入      - -         - -
工作满意      0.53        - -
        GAMMA
            行政支持    自我概念    专业成长
            --------    --------    --------
工作投入      0.48        0.41        0.35
工作满意      - -         - -         0.34
        Correlation Matrix of ETA and KSI
```

	工作投入	工作满意	行政支持	自我概念	专业成长
工作投入	1.00				
工作满意	0.76	1.00			
行政支持	0.77	0.53	1.00		
自我概念	0.72	0.50	0.37	1.00	
专业成长	0.67	0.70	0.37	0.35	1.00

PSI

Note: This matrix is diagonal.

工作投入	工作满意
0.10	0.36

THETA-EPS

Y1	Y2	Y3
0.42	0.58	- -

THETA-DELTA

X1	X2	X3	X4	X5
0.47	0.45	0.44	0.46	- -

Regression Matrix ETA on KSI (Standardized)

	行政支持	自我概念	专业成长
工作投入	0.48	0.41	0.35
工作满意	0.26	0.22	0.53

【说明】

以上数据为完全标准化解值模型图的各项数据，LAMBDA-Y、LAMBDAX 为指标变量 Y、指标变量 X 在其潜在变量上的因素负荷量；BETA、GAMMA 为变量间的路径系数；PSI 为两个内衍潜在变量的残差值；THETA-EPS、THETA-DELTA 为指标变量 Y 与指标变量 X 的测量误差值、“Regression Matrix ETA on KSI(Standardized)”为外衍潜在变量对内衍潜在变量影响的总效果值。根据数据，可以计算潜在变量的组合信度与平均变异抽取量的数值。

加上标准化估计值的模型图如图 10-3(此图主要根据以上数据绘制)，其中所有的因素负荷量均介于 0.50～0.95，表示符合“基本适配指标”。

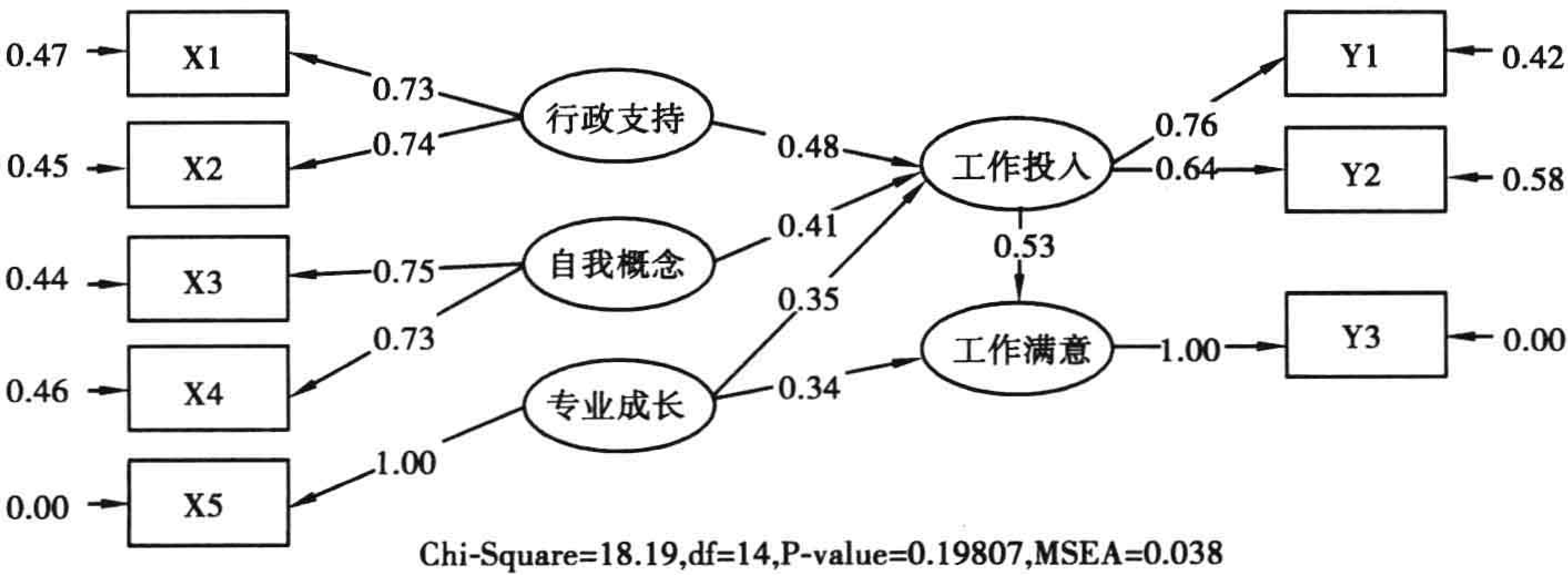


图 10-3

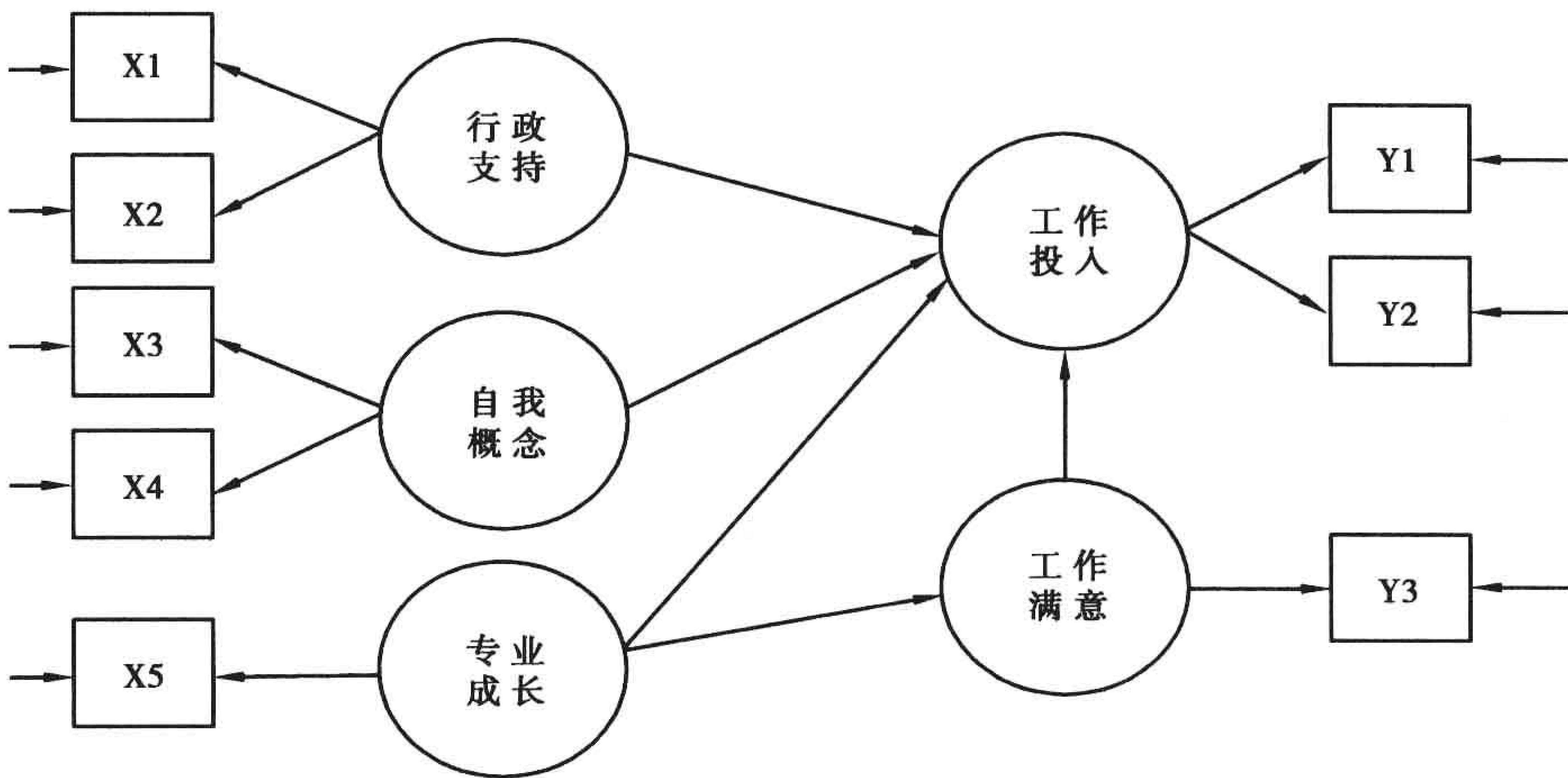


图 10-4

10.2 工作满意 B 理论模型图

工作满意 B 理论模型图与工作满意 A 理论模型图的主要差异，在于两个内衍潜在变量的因果影响路径系数相反，在工作满意 A 理论模型中，研究者假设工作投入直接影响到工作满意，其中工作投入为“因变量”，工作满意为“果变量”，但在工作满意 B 理论模型中，研究者假设工作满意直接影响到工作投入，其中工作投入为“果变量”，工作满意为“因变量”，如果两种模型图均可以得到支持，则两个内衍潜在变量的影响关系是一种可逆模型。

语法程序

```
! 教师工作满意的结构模型图
Observed Variables
Y1  Y2  Y3  X1  X2  X3  X4  X5
Correlation matrix
1.00
0.53  1.00
0.55  0.50  1.00
0.44  0.32  0.40  1.00
0.42  0.36  0.42  0.54  1.00
0.40  0.30  0.44  0.24  0.25  1.00
0.45  0.31  0.31  0.16  0.16  0.55  1.00
0.50  0.46  0.70  0.26  0.28  0.29  0.23  1.00
Standard Deviation:
2.08  3.40  1.05  1.96  2.07  2.15  2.06  3.65
Sample Size = 205
Latent Variable
行政支持  自我概念  专业成长  工作投入  工作满意
Relationships:
```

```
X1  X2 = 行政支持
X3  X4 = 自我概念
X5     = 专业成长
Y1  Y2 = 工作投入
Y3     = 工作满意
Paths:
行政支持  自我概念  专业成长  工作满意  →  工作投入
专业成长  →  工作满意
Set Error Variance of Y3 = 0
Set Error Variance of X5 = 0
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

报表结果

```
! 教师工作满意的结构模型图
Number of Iterations = 17
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
      Y1 = 1.61 * 工作投入,Errorvar. = 1.55, R² =0.63
                                      (0.28)
                                       5.60
      Y2 = 2.18 * 工作投入,Errorvar. = 6.50, R² =0.42
          (0.25)                      (0.77)
           8.62                        8.45
      Y3 = 1.05 * 工作满意, 2 =1.00
      X1 = 1.44 * 行政支持,Errorvar. = 1.78, R² =0.54
          (0.16)                      (0.34)
           9.26                        5.21
      X2 = 1.52 * 行政支持,Errorvar. = 1.96, R² =0.54
          (0.16)                      (0.38)
           9.29                        5.13
      X3 = 1.51 * 自我概念,Errorvar. = 2.34, R² =0.49
          (0.17)                      (0.41)
           8.85                        5.76
      X4 = 1.61 * 自我概念,Errorvar. = 1.65, R² =0.61
          (0.17)                      (0.41)
           9.59                        4.00
      X5 = 3.65 * 专业成长, R² =1.00
          (0.18)
          20.20
          Structural Equations
工作投入 =0.21 * 工作满意 +0.40 * 行政支持 +0.38 * 自我概念 +0.24 * 专业成长,Errorvar. =0.19 , R² =0.81
          (0.082)       (0.085)        (0.083)        (0.091)                  (0.094)
           2.55          4.73           4.57           2.65                     2.06
工作满意 =0.70 * 专业成长,Errorvar. =0.51, R² =0.49
          (0.061)                (0.050)
          11.51                  10.10
```

【说明】

根据数据，行政支持、自我概念、专业成长与工作满意四个变量可以解释工作投入81%解释的变异量，其回归系数分别为0.49，0.38，0.24，0.21；而专业成长外衍潜在变量可以解释工作满意内衍潜在变量49%的变异量。

各估计参数显著性检验t值的模型图如图10-5：所有估计的参数都达到显著水平，显著性t值均大于1.96，此外，没有出现负的误差方差与较大的标准误，没有违反模型估计的原则。

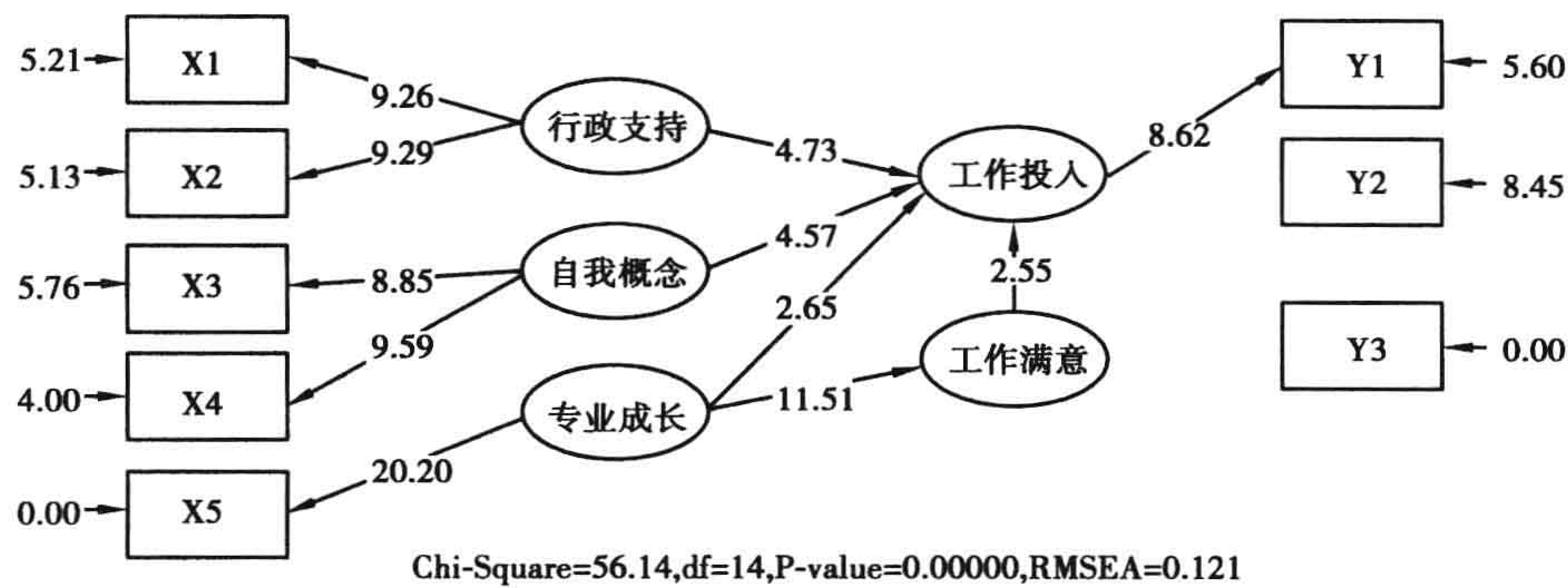


图10-5

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 14
Minimum Fit Function Chi-Square = 60.76 (P = 0.00)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 56.14 (P = 0.00)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 42.14
90 Percent Confidence Interval for NCP = (22.75 ; 69.08)
Minimum Fit Function Value = 0.30
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.21
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.11 ; 0.34)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.12
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.089 ; 0.16)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.00029
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.49
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.40 ; 0.62)
ECVI for Saturated Model = 0.35
ECVI for Independence Model = 4.69
Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 940.46
Independence AIC = 956.46
Model AIC = 100.14
Saturated AIC = 72.00
Independence CAIC = 991.04
Model CAIC = 195.24
Saturated CAIC = 227.63
Normed Fit Index (NFI) = 0.94
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.90
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.47
Comparative Fit Index (CFI) = 0.95

Incremental Fit Index (IFI) = 0.95
Relative Fit Index (RFI) = 0.87
Critical N (CN) = 98.84
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.25
Standardized RMR = 0.083
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.94
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.83
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.36

【说明】

以上数据为模型适配的检验值,其中在自由度等于 14 时,卡方值等于 56.14,显著性的概率值 $p = 0.00 < 0.05$,拒绝虚无假设,显示理论模型与实际数据无法契合。再从其他适配值指标值来看,RMSEA 值等于 0.12、RMR 值等于 0.25、SRMR 值等于 0.083,均大于 0.05 的接受标准,表示模型的适配情形不佳。简约适配指标值中的 PGFI 值等于 0.36、PNFI 值等于 0.47,均小于 0.50 的接受标准,CN 值等于 98.84,小于标准值 200,显示模型的简约适配指标不理想,而 AGFI 值等于 0.83,RFI 值等于 0.87,小于 0.90 的接受标准值,显示模型的适配情形不佳。整体而言,理论模型 B 与实际数据的契合度不理想,理论模型 B 假设模型的内在品质优于外在品质。

! 教师工作满意的结构模型图
Summary Statistics for Fitted Residuals
Smallest Fitted Residual = -0.27
Median Fitted Residual = 0.10
Largest Fitted Residual = 0.62
Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = -1.66
Median Standardized Residual = 0.71
Largest Standardized Residual = 6.30
Largest Positive Standardized Residuals

Residual for	Y1	and	Y1	6.30
Residual for	Y2	and	Y1	6.30
Residual for	Y2	and	Y2	6.30
Residual for	Y3	and	Y1	4.08
Residual for	Y3	and	Y2	3.68
Residual for	X1	and	Y3	4.10
Residual for	X2	and	Y3	4.48
Residual for	X3	and	Y3	5.13
Residual for	X4	and	Y1	2.60

【说明】

以上数据为适配协方差残差矩阵的摘要统计量,最小的标准化残差值为 -1.66,最大的标准化残差值为 6.30,标准化残差的绝对值大于 2.58 者共有九个,显示模型内有叙列误差存在。

The Modification Indices Suggest to Add the

Path to	from	Decrease in Chi-Square	New Estimate
Y3	工作投入	39.7	0.66
X5	行政支持	31.2	-1.90
X5	自我概念	22.3	-1.57

工作满意	工作投入	39.7	0.63
工作满意	行政支持	31.2	0.37
工作满意	自我概念	22.3	0.30

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance

Between	and	Decrease in Chi-Square	New Estimate
X3	Y3	14.1	0.35
X5	Y3	39.9	-2.98
X5	X5	39.9	14.78

【说明】

以上为 LISREL 根据修正指标值所提供的建议,包括增加的路径图与设定误差值的共变关系。其中增加工作满意与工作投入的路径,可以有效减少卡方值 39.7,而增加工作满意与行政支持的路径,可以有效减少卡方值 31.2;设定观察变量 X5 与观察变量 Y3 间的误差共变(二者误差间设定相关),也可有效降低卡方值 39.9。

包含各标准化估计值(路径系数)的最终结构模型图如下:

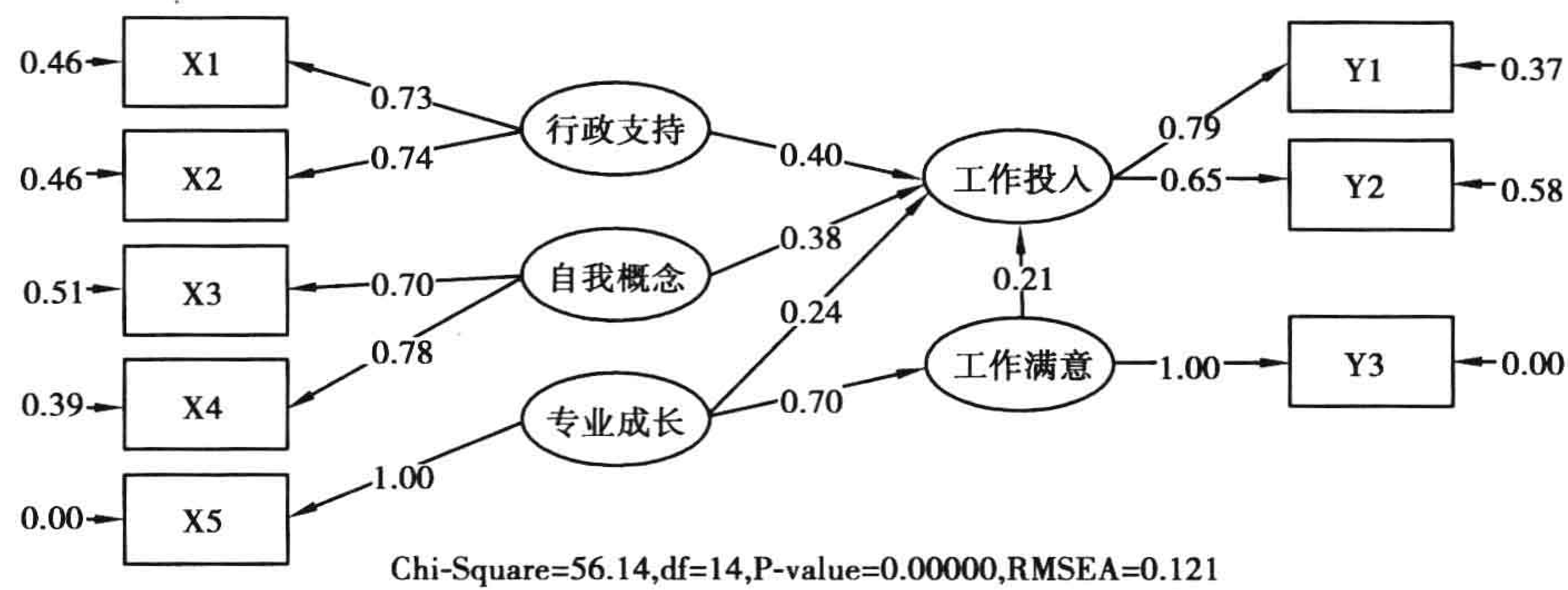


图 10-6

从上述理论模型 A、理论模型 B 与实际数据的适配情形来看,理论模型 A 的卡方值为 18.19 ($p = 0.20 > 0.05$),理论模型 B 的卡方值为 56.14($p = 0.00 < 0.05$),显示理论模型 A 较为理想。此外从路径系数来看,工作投入对工作满意变量的影响路径系数高达 0.53(类似回归分析中的标准化回归系数),而工作满意对工作投入变量的影响路径系数只有 0.21,因而工作投入影响工作满意的程度显著高于工作满意对工作投入的影响。

若是研究者进行的是两个竞争模型的选择,可以从下列指标值来比较:

	NCP	ECVI	AIC	CAIC
理论模型 A	4.19	0.30	62.19	157.30
理论模型 B	42.14	0.49	100.14	195.24

10.3 互惠效果模型

若是研究者认为两个内衍潜在变量是互惠关系(两个方向性的箭号同时成立),即工作投入变量影响工作满意变量,而工作满意变量也影响到工作投入变量,那么二者形成一种可逆式模型(non-recursivemodel)关系,两个潜在变量影响的因果关系模型可能同时存在。其概念模型图如图 10-7:

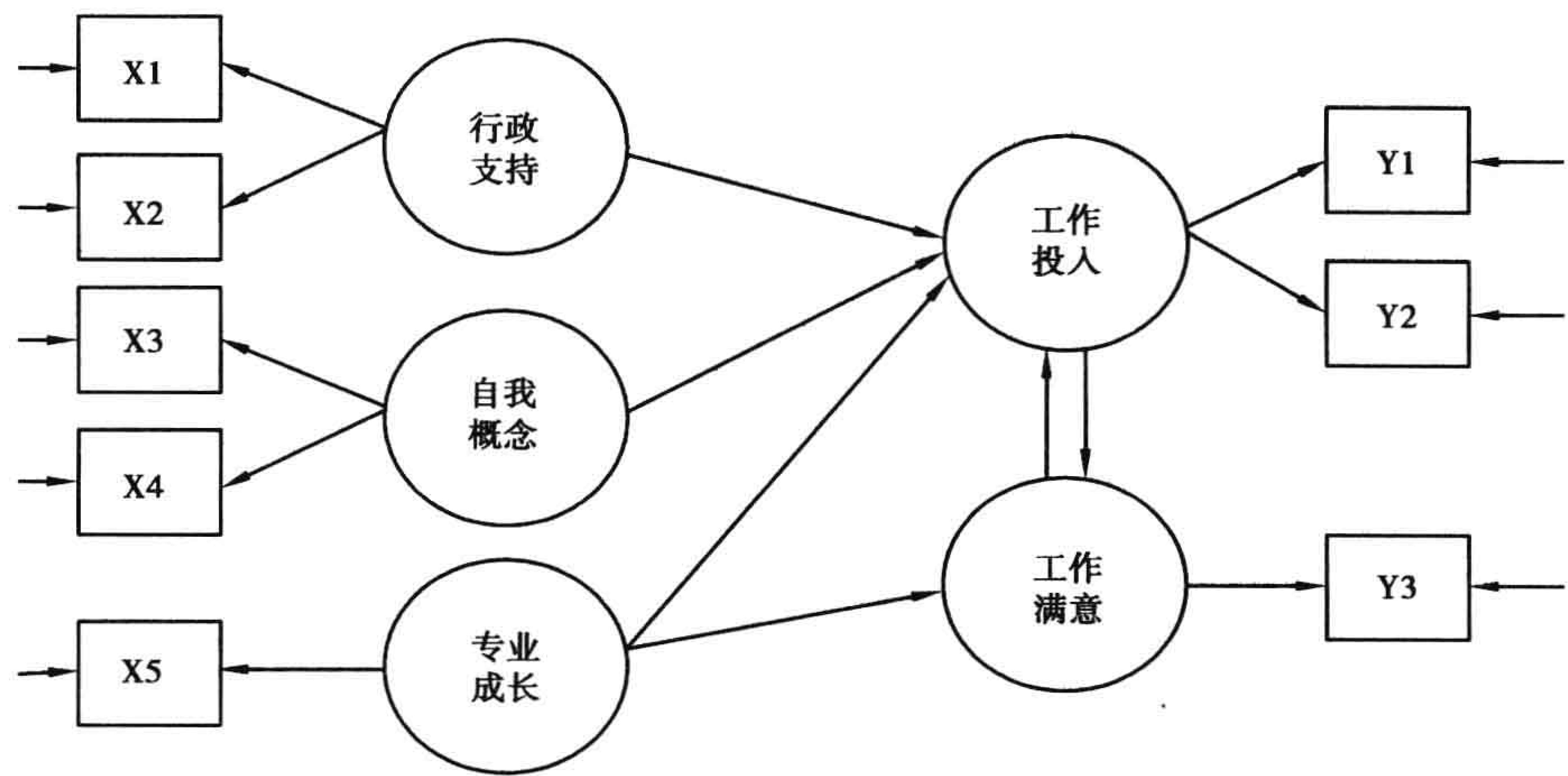


图 10-7

语法程序

```
! 教师工作满意的结构模型图
Observed Variables
Y1   Y2   Y3   X1   X2   X3   X4   X5
Correlation Matrix
1.00
0.53   1.00
0.55   0.50   1.00
0.44   0.32   0.40   1.00
0.42   0.36   0.42   0.54   1.00
0.40   0.30   0.44   0.24   0.25   1.00
0.45   0.31   0.31   0.16   0.16   0.55   1.00
0.50   0.46   0.70   0.26   0.28   0.29   0.23   1.00
Standard Deviation:
2.08   3.40   1.05   1.96   2.07   2.15   2.06   3.65
Sample Size = 205
Latent Variable
行政支持   自我概念   专业成长   工作投入   工作满意
Relationships:
X1   X2 = 行政支持
X3   X4 = 自我概念
X5      = 专业成长
Y1   Y2 = 工作投入
Y3      = 工作满意
Paths:
行政支持   自我概念   专业成长   工作满意  →  工作投入
专业成长   工作投入  →  工作满意
Set Error Variance of Y3 = 0
Set Error Variance of X5 = 0
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

报表结果

图 10-8 为 LISREL 所输出的参数估计显著性检验的 t 值模型图,其中只有一个估计参数未达显著,此估计参数为工作满意对工作投入影响的路径系数。

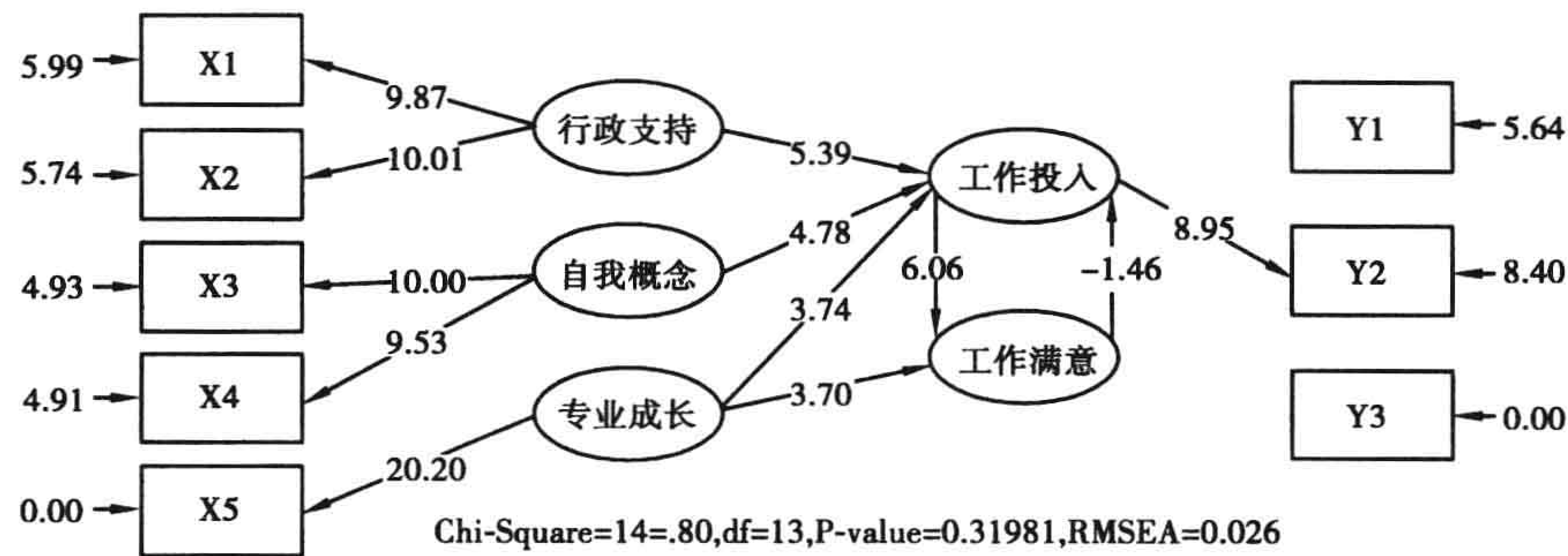


图 10-8

图 10-9 为标准化估计值的模型图,其中工作满意对工作投入影响的路径系数为 -0.27,此影响的路径系数为负数(t = -1.46,p > 0.05)。

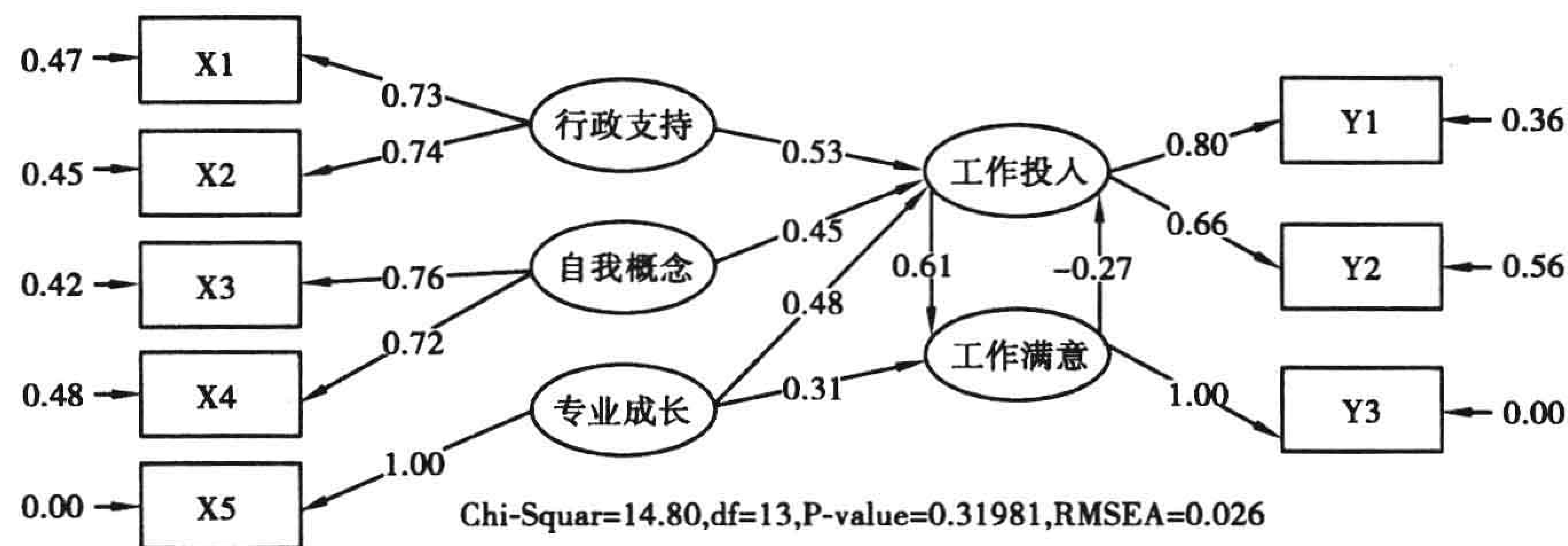


图 10-9

```
! 教师工作满意的结构模型图
Number of Iterations = 18
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Structural Equations
工作投入 = -0.27 * 工作满意 +0.53 * 行政支持 +0.45 * 自我概念 +0.48 * 专业成长,Errorvar. =0.22,R² = 0.78
         (0.18)       (0.098)       (0.093)       (0.13)                  (0.13)
         -1.46        5.39          4.78          3.74                    1.74
工作满意 =0.61 * 工作投入 +0.31 * 专业成长, Errorvar. = 0.41, R² = 0.59
         (0.100)       (0.083)               (0.061)
         6.06          3.70                  6.76
```

【说明】

以上结构方程的方程式,自变量前的数字为标准化的估计值(标准化的回归系数值),即 γ 值与 β 值(路径影响系数)。在第一个结构方程式中,工作满意的回归系数为 -0.27,估计参数的标准误为 0.18,回归系数显著性检验的 t 值等于 -1.46,其绝对值小于 1.96,表示工作满意对工作投入变量的预测力不显著。在第二个结构方程式中,工作投入的回归系数为 0.61,估计参数的标准误为 0.10,回归系数显著性检验的 t 值等于6.06,其绝对值大于 1.96,表示工作投入对工作满意变量有显著的预测力(路径系数达到显著)。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 13
Minimum Fit Function Chi-Square = 14.88 (P = 0.32)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 14.80 (P = 0.32)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 1.80
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 15.56)
Minimum Fit Function Value = 0.073
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0088
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.076)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.026
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.077)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.73
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.30
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.29 ; 0.37)
ECVI for Saturated Model = 0.35
ECVI for Independence Model = 4.69
Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 940.46
Independence AIC = 956.46
Model AIC = 60.80
Saturated AIC = 72.00
Independence CAIC = 991.04
Model CAIC = 160.23
Saturated CAIC = 227.63
Normed Fit Index (NFI) = 0.98
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.46
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.97
Critical N (CN) = 380.70
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.13
Standardized RMR = 0.025
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.95
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.35

【说明】

以上为模型适配度检验的各种指标值，其中卡方值等于14.80，显著性检验的概率值 $p = 0.32 > 0.05$，接受虚无假设，RMSEA 值 $= 0.026 < 0.05$，表示研究者所提的可逆式模型与实际数据可以适配。虽然整体假设模型与观察数据可以契合，但在模型内在适配指标方面，却不是非常理想，其中工作投入变量对工作满意变量影响的路径系数为0.61（$t = 6.06 > 1.96$），达到0.05 显著水平，但工作满意变量对工作投入变量影响的路径系数为0.27（$t = -1.46$，绝对值小于1.96），未达到0.05 显著水平，表示此影响路径没有显著的效果存在。

10.4　路径相等化限制模型

在互惠效果的可逆模型中,研究者根据相关理论,认为两个内衍潜在变量的影响的路径系数应是一样,因而将两条影响的路径系数设为相等。

语法程序

```
! 教师工作满意的结构模型图
Observed Variables
Y1  Y2  Y3  X1  X2  X3  X4  X5
Correlation matrix
1.00
0.53  1.00
0.55  0.50  1.00
0.44  0.32  0.40  1.00
0.42  0.36  0.42  0.54  1.00
0.40  0.30  0.44  0.24  0.25  1.00
0.45  0.31  0.31  0.16  0.16  0.55  1.00
0.50  0.46  0.70  0.26  0.28  0.29  0.23  1.00
Standard Deviation:
2.08  3.40  1.05  1.96  2.07  2.15  2.06  3.65
Sample Size = 205
Latent Variable
行政支持  自我概念  专业成长  工作投入  工作满意
Relationships:
X1  X2  =行政支持
X3  X4  =自我概念
X5      =专业成长
Y1  Y2  =工作投入
Y3      =工作满意
Paths:
行政支持  自我概念  专业成长  工作满意  →  工作投入
专业成长  工作投入  →  工作满意
Set 工作投入  →  工作满意 = 工作满意  →  工作投入
Set Error Variance of Y3 = 0
Set Error Variance of X5 = 0
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

【说明】

设定两个路径系数相等即“路径相等化的限制”(equality constraints),此种等化限制乃是将两个变量间影响的路径系数设为相等,因此可将两个变量互为影响的路径当作一个单一的参数来估计。上述语法程序中“路径相等化的限制”之语法为:“Set 工作投入→工作满意 = 工作满意→工作投入”,也可写成下列语法:“Let 工作投入→工作满意 = 工作满意→工作投入”。

报表结果

图 10-10 为 LISREL 所输出的参数估计显著性检验的 t 值模型图，其中所有估计的参数都达到显著，t 值均为正数，与研究者期望的参数估计一样。而两个内衍潜在变量相等化限制影响的路径系数之显著性检验的 t 值均为 8.54($p < 0.05$)，均达到显著水平，表示模型的内在适配度情形良好。

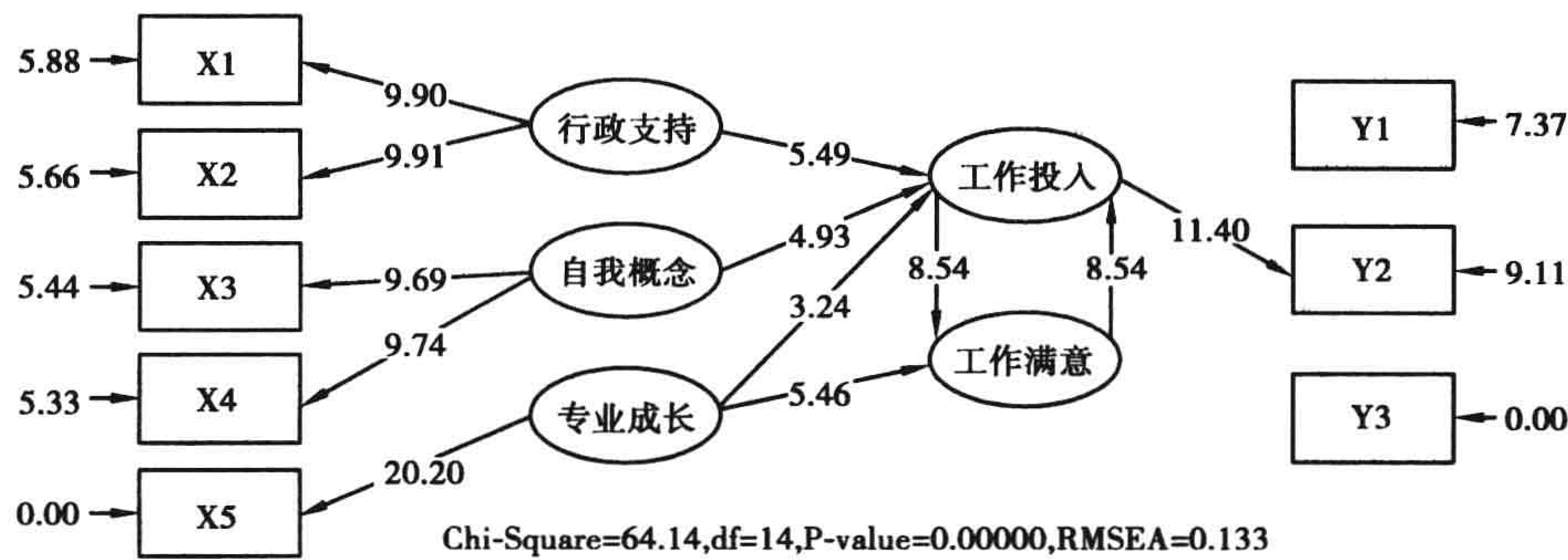


图 10-10

```
! 教师工作满意的结构模型图
Number of Iterations = 19
ISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Structural Equations
工作投入 =0.46 * 工作满意 +0.46 * 行政支持 +0.39 * 自我概念 +0.24 * 专业成长,Errorvar. =0.016,R² = 0.99
      (0.054)      (0.083)      (0.080)      (0.075)                (0.074)
       8.54         5.49         4.93         3.24                   0.21
工作满意 =0.46 * 工作投入 +0.39 * 专业成长, Errorvar. =0.32,R² = 0.76
      (0.054)        (0.071)                 (0.052)
       8.54           5.46                    6.25
```

【说明】

上述两个结构方程式中，第一个结构方程式工作满意对工作投入影响的路径系数等于 0.46，第二个结构方程式工作投入对工作满意影响的路径系数也等于 0.46，二者路径系数相等，其余自变量的回归系数均达显著水平，且其符号均为正，表示其对因变量的影响均为正向，与研究者假设模型期望出现的符号相同。

```
Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 14
Minimum Fit Function Chi-Square = 64.68 (P = 0.00)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 64.14 (P = 0.00)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 50.14
90 Percent Confidence Interval for NCP = (28.94 ; 78.88)
Minimum Fit Function Value = 0.32
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.25
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.14 ; 0.39)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.13
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.10 ; 0.17)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.00
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.53
```

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.43 ; 0.67)
ECVI for Saturated Model = 0.35
ECVI for Independence Model = 4.69
Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 940.46
Independence AIC = 956.46
Model AIC = 108.14
Saturated AIC = 72.00
Independence CAIC = 991.04
Model CAIC = 203.25
Saturated CAIC = 227.63
Normed Fit Index (NFI) = 0.93
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.89
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.47
Comparative Fit Index (CFI) = 0.94
Incremental Fit Index (IFI) = 0.95
Relative Fit Index (RFI) = 0.86
Critical N (CN) = 92.92
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.79
Standardized RMR = 0.12
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.93
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.81
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.36

【说明】

模型适配度的指标值中，卡方值等于64.14，显著性检验的概率值 $p = 0.00 < 0.05$，拒绝虚无假设，表示模型与观察数据的契合度不佳。其他的适配指标检验值中，RMSEA值(=0.13)、RMR值(=0.79)、SRMR值(=0.12)、CN值(=92.92)、RFI值(=0.86)、PNFI值(=0.47)、PGFI值(=0.36)、AGFI值(=0.81)等均未达到模型可以接受的标准。整体而言，将两个内衍潜在变量的路径系数设定成“相等化限制”模型，其假设模型图与观察数据间无法适配，虽然模型的内在适配度的情形不错，但整体模型的契合度不佳，显示研究者所提的“相等化限制”模型无法获得支持。

“相等化限制”模型的标准化解值之模型如图10-11。

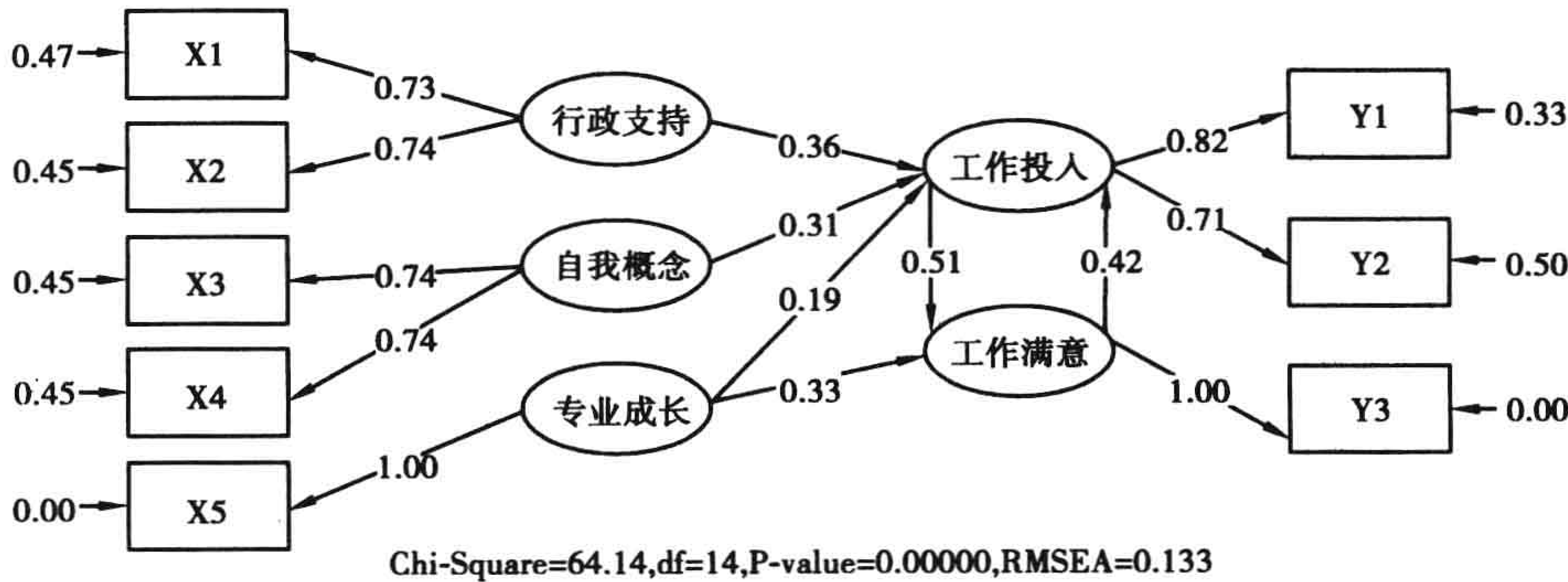


图 10-11

! 教师工作满意的结构模型图
Summary Statistics for Standardized Residuals

Smallest Standardized Residual = −52.69
Median Standardized Residual = −1.13
Largest Standardized Residual = 1.20

【说明】

设成“相等化限制”模型之标准化残差值中，最小的标准化残差值为 −52.69，其绝对值远大于 2.58，表示模型的协方差矩阵与实际数据的协方差矩阵差异甚大，二者的适配情形不理想。

综合上述的分析结果显示，工作投入与工作满意互惠效果假设模型图、相等化限制假设模型图均无法与观察数据适配。在不可逆模型的假设模型中，只有假设模型 A 与实际数据可以契合，显示假设模型图中两个内衍潜在变量的影响，主要是工作投入影响到受试者工作满意，而三个外衍潜在变量行政支持、自我概念、专业成长对工作投入均有显著的预测力，专业成长对工作满意的预测力也达显著，该假设模型与观察数据间的适配情形良好。

10.5 等化模型的应用范例

等化模型（equivalent model）即将模型中两个内衍潜在变量影响的路径系数设为相同，此时两个潜在变量均为“因”变量，也为“果”变量，研究者无法正确得知两个内衍潜在变量的因果关系，因而将其设为可逆式模型。

研究问题

某教育学者根据学生学习的相关理论，认为学生重要他人的期望（包括父母期望、教师期望）会直接影响到学生的学习压力与学业表现，其学习压力的测量指标变量有二：课业压力与成绩差距；而学业表现的测量指标变量有二：数学成就与中文成就的测量成绩。在学习压力与学业表现两个内衍潜在变量的关系上，相关理论指出，学习压力的高低会影响到学生学业表现。但也有理论认为学生的学习压力高低会受到学生学业表现的影响。因而研究者根据理论文献，提出以下三个结构模型，在第三个结构模型中，研究者认为学习压力与学业表现互为影响，且具有相等的路径系数关系。请问研究者所提的三个模型均可以得到支持吗？

结构模型图[一]

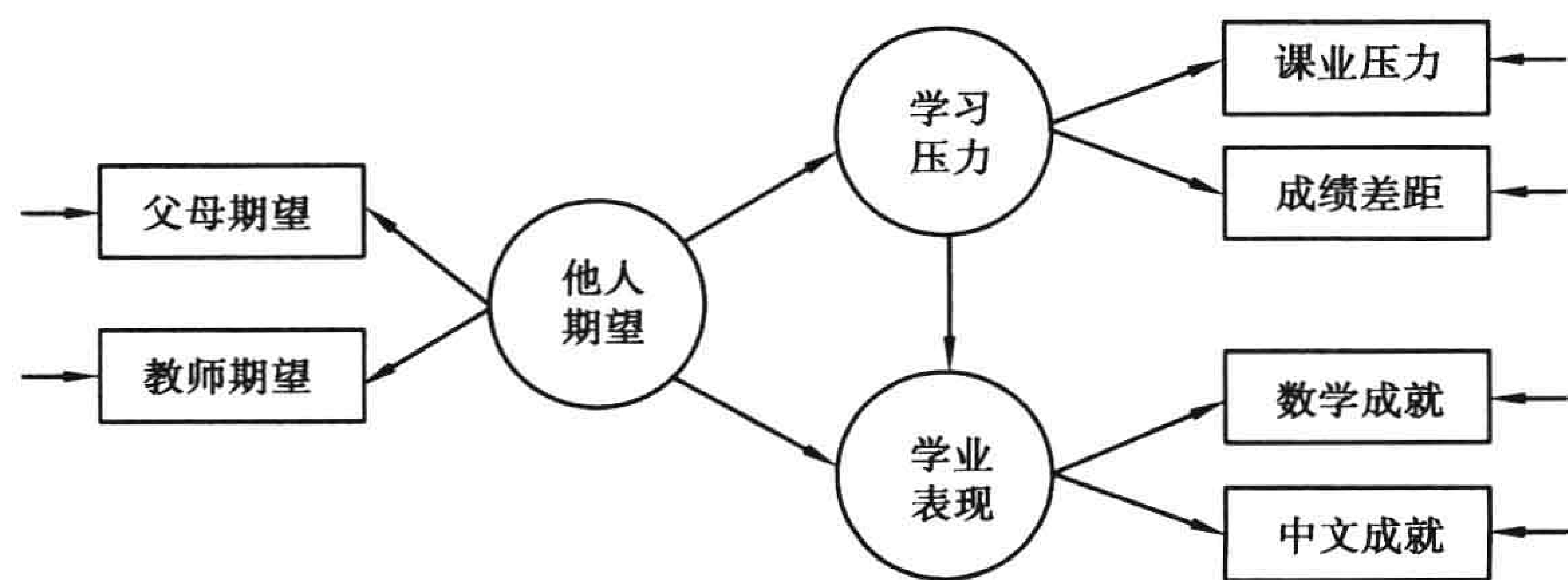


图 10-12

结构模型图[二]

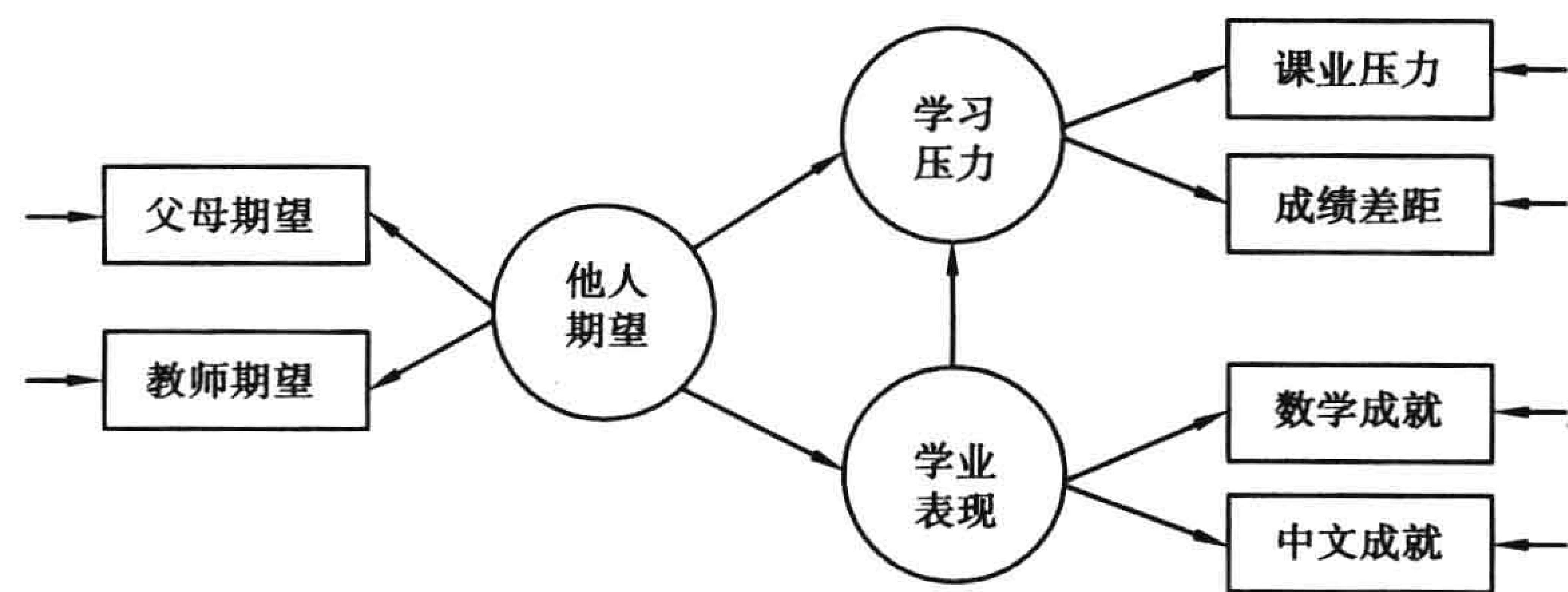


图 10-13

结构模型图[三]——等化模型

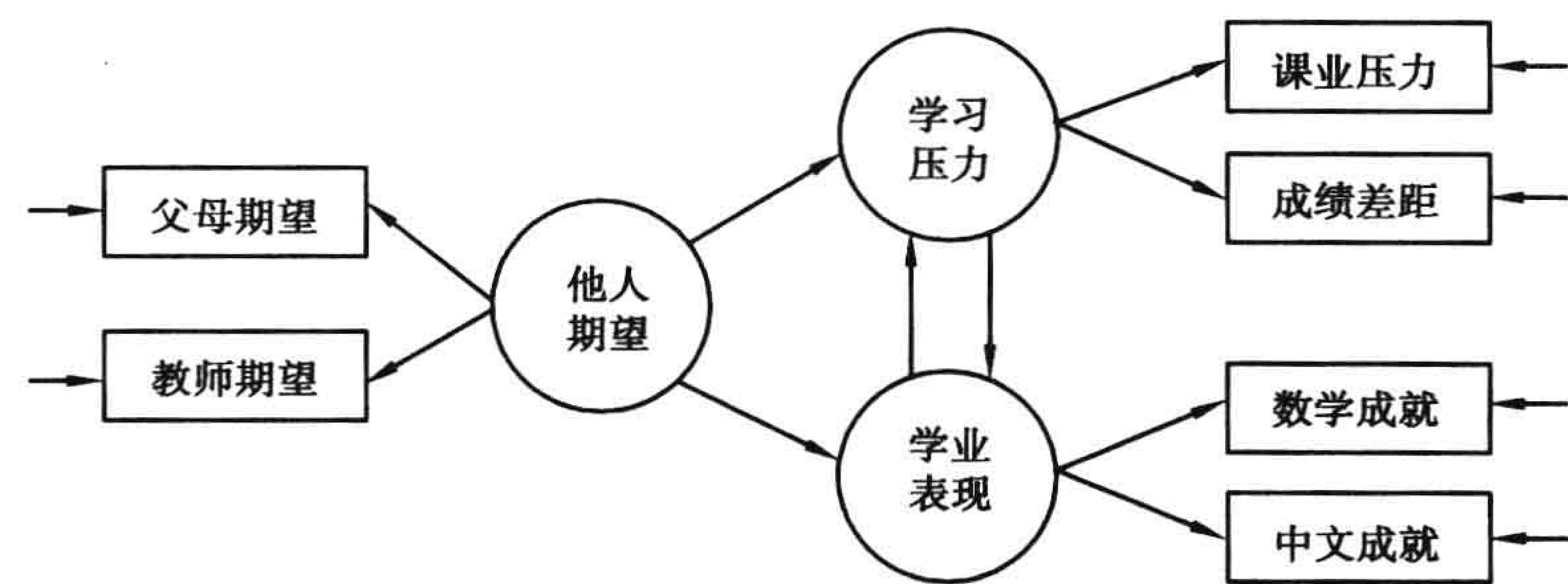


图 10-14

上述潜在变量的测量指标变量的界定如下：

课业压力："学习压力量表"层面一 6 个题项的总分。

成绩差距："学习压力量表"层面二 7 个题项的总分。

数学成就：受试者学期数学平均成绩，以班级为单位换为 T 分数。

中文成就：受试者学期中文平均成绩，以班级为单位换为 T 分数。

父母期望："他人期望量表"层面一 8 个题项的总分。

教师期望："他人期望量表"层面二 8 个题项的总分。

结构模型图[一]

语法程序

```
Title 学习压力与学业成就结构模型
Observed Variables:
课业压力  成绩差距  数学成就  中文成就  父母期望  教师期望
Covariance Matrix:
1.531
0.579  0.991
0.644  0.502  1.449
0.262  0.276  0.445  0.718
0.418  0.286  0.492  0.249  1.111
0.464  0.279  0.523  0.276  0.657  1.144
```

```
Sample Size = 100
Latent Variables:
他人期望 学习压力 学业表现
Relationships:
课业压力 成绩差距=学习压力
数学成就 中文成就=学业表现
父母期望 教师期望=他人期望
Paths:
他人期望 → 学习压力 学业表现
学习压力 → 学业表现
Path Diagram
Options: RS SCMI ND = 2
End of Problems
```

【说明】

1. 本范例中语法程序的协方差矩阵数据引自 Joreskog 与 Sorbom(1996),页 268。
2. 语法程序中以[Relationships:]指令界定三个测量模型,而以[Paths:]界定结构模型。
3. 以[Options:]指令界定增列输出的报表,包括残差值的资讯(RS)、完全标准化解值(SC)、修正指标(MI)、小数位数设为二位(ND = 2)。

结果说明

```
Number of Iterations = 9
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
课业压力 = 0.87 * 学习压力,Errorvar. = 0.78, R² = 0.49
                                    (0.19)
                                     4.20
成绩差距 = 0.67 * 学习压力,Errorvar. = 0.54, R² = 0.45
          (0.15)                    (0.12)
           4.49                      4.62
数学成就 = 0.95 * 学业表现,Errorvar. = 0.54, R² = 0.62
                                    (0.20)
                                     2.73
中文成就 = 0.47 * 学业表现,Errorvar. = 0.50 , R² = 0.31
          (0.11)                    (0.084)
           4.20                      5.96
父母期望 = 0.79 * 他人期望,Errorvar. = 0.49, R² = 0.55
          (0.11)                    (0.13)
           6.85                      3.75
教师期望 = 0.84 * 他人期望,Errorvar. = 0.44, R² = 0.61
          (0.12)                    (0.14)
           7.14                      3.14
          Structural Equations
学习压力 = 0.58 * 他人期望,Errorvar. = 0.67, R² = 0.33
          (0.15)                    (0.25)
           3.86                      2.62
```

学业表现 =0.59 * 学习压力 +0.32 * 他人期望,Errorvar. =0.32, R^2 = 0.68
(0.21) (0.18) (0.22)
2.81 1.84 1.50

【说明】

在上述测量方程式与结构方程式中,没有负的误差方差,而各参数估计的标准误值均很小,表示没有违反模型基本估计。在所有估计的参数中,除了他人期望外衍潜在变量对学业表现内衍潜在变量的参数估计(路径系数)未达显著外($t = 1.84 < 1.96$),其余估计的自由参数均达显著水平,且其符号与理论期望符号相同,均为正数,表示变量间的影响均为正向关系。LISREL 绘制的基本模型之 t 值结构模型图如图 10-15。

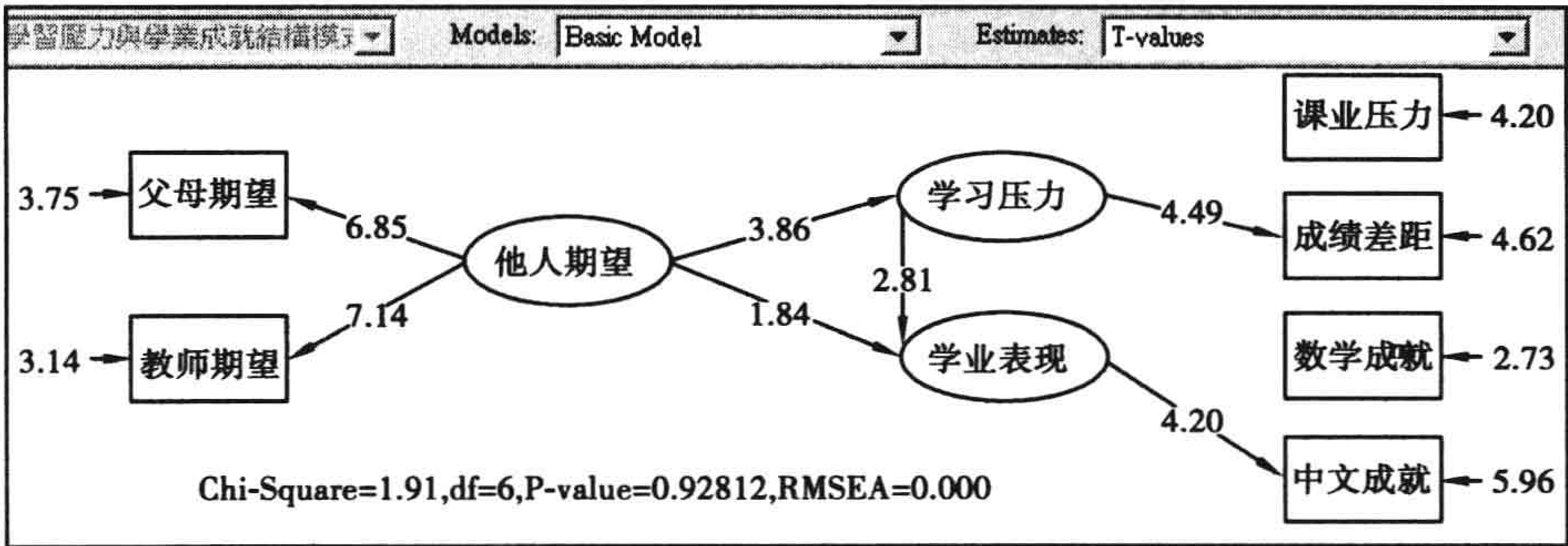


图 10-15

LISREL 绘制之模型最终标准化解值的结构模型图如图 10-16。其中 GAMMA 值分别为 0.58 和 0.32,BETA 值为 0.59,他人期望外衍潜在变量对内衍潜在变量学习压力与学业表现影响的路径系数(回归系数)分别为 0.58,0.32;而内衍潜在变量学习压力影响内衍潜在变量学业表现的路径系数为 0.59。

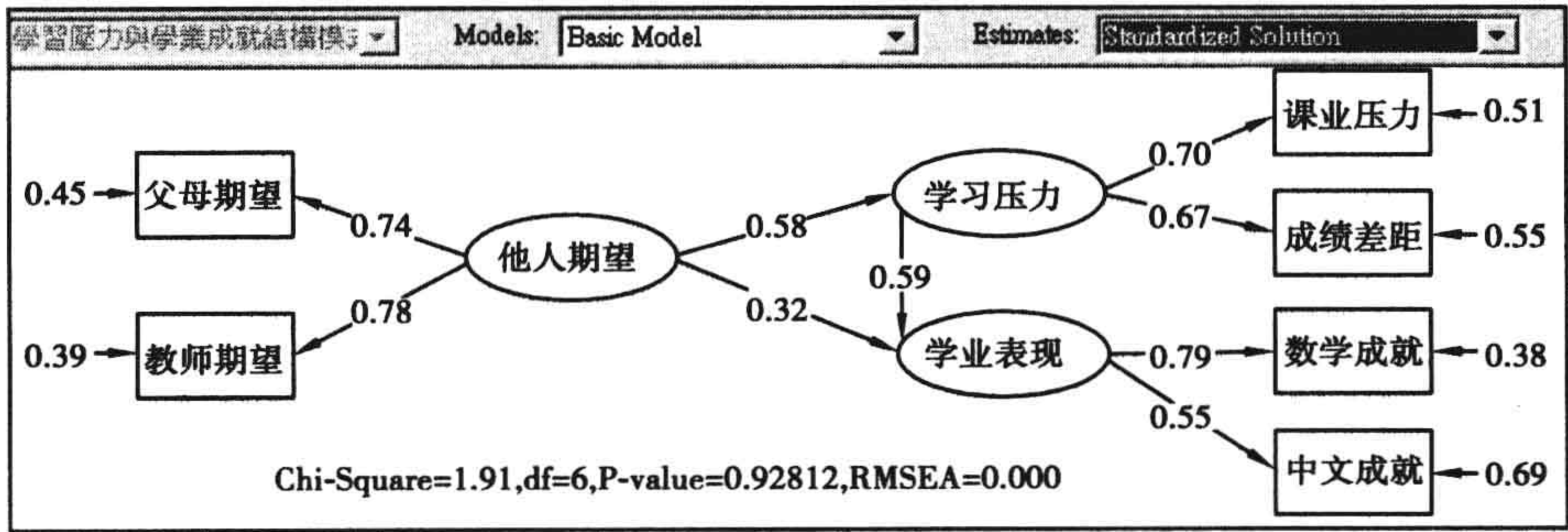


图 10-16

Degrees of Freedom = 6
Minimum Fit Function Chi-Square = 1.97 (P = 0.92)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 1.91 (P = 0.93)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 0.94)
Minimum Fit Function Value = 0.020
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.0094)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0

```
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.040)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.96
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.36
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.36 ; 0.37)
ECVI for Saturated Model = 0.42
ECVI for Independence Model = 2.26
Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 211.59
Independence AIC = 223.59
Model AIC = 31.91
Saturated AIC = 42.00
Independence CAIC = 245.22
Model CAIC = 85.98
Saturated CAIC = 117.71
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.05
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.40
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.02
Relative Fit Index (RFI) = 0.98
Critical N (CN) = 847.09
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.021
Standardized RMR = 0.020
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.99
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.98
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.28
```

【说明】

从上述整体模型适配度的指标值来看,在自由度等于6时,模型卡方值等于1.91,显著性检验的概率值 $p = 0.928 > 0.05$,接受虚无假设,表示假设模型与观察数据间可以适配。而 RMSEA 值 = 0.00、RMR 值 = 0.021、SRMR 值 = 0.020,均小于0.05,表示模型可以接受,在其他模型适配度指标值方面,除 PGFI 值(=0.28)、PNFI 值(= 0.40)小于0.50,未达模型可以接受的标准外,其余指标值均达到模型适配的标准。整体而言,研究者所提的假设模型[一]与观察数据间的适配情形良好,假设模型[一]可以得到支持。

结构模型图[二]

语法程序

```
Title 学习压力与学业成就结构模型
Observed Variables:
课业压力 成绩差距 数学成就 中文成就 父母期望 教师期望
Covariance Matrix:
1.531
0.579 0.991
0.644 0.502 1.449
0.262 0.276 0.445 0.718
0.418 0.286 0.492 0.249 1.111
```

```
0.464  0.279  0.523  0.276  0.657  1.144
Sample Size = 100
Latent Variables:
他人期望  学习压力  学业表现
Relationships:
课业压力  成绩差距 = 学习压力
数学成就  中文成就 = 学业表现
父母期望  教师期望 = 他人期望
Paths:
他人期望 → 学习压力  学业表现
学业表现 → 学习压力
Path Diagram
Options: RS SCMI ND = 2
End of Problems
```

结果说明

```
Number of Iterations = 11
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
        Measurement Equations
课业压力 = 0.87 * 学习压力, Errorvar. = 0.78, R² = 0.49
                                     (0.19)
                                      4.20
成绩差距 = 0.67 * 学习压力, Errorvar. = 0.54, R² = 0.45
          (0.15)                     (0.12)
           4.49                       4.62
数学成就 = 0.95 * 学业表现, Errorvar. = 0.54, R² = 0.62
                                     (0.20)
                                      2.73
中文成就 = 0.47 * 学业表现, Errorvar. = 0.50 , R² = 0.31
          (0.11)                     (0.084)
           4.20                       5.96
父母期望 = 0.79 * 他人期望, Errorvar. = 0.49, R² = 0.55
          (0.11)                     (0.13)
           6.85                       3.75
教师期望 = 0.84 * 他人期望, Errorvar. = 0.44, R² = 0.61
          (0.12)                     (0.14)
           7.14                       3.14
        Structural Equations
学习压力 = 0.71 * 学业表现 +0.11 * 他人期望, Errorvar. =0.39, R² = 0.61
          (0.30)           (0.24)                    (0.22)
           2.33             0.45                      1.77
学业表现 = 0.67 * 他人期望, Errorvar. =0.56, R² = 0.44
          (0.13)                    (0.24)
           4.95                      2.31
```

【说明】

在上述测量方程式与结构方程式中，没有负的误差方差，而各参数估计的标准误值均很小，表示没有违反模型基本估计。在所有估计的参数中，除了他人期望外衍潜在变

量对学习压力内衍潜在变量的参数估计(路径系数)未达显著外(t = 0.45 < 1.96),其余估计的自由参数均达显著水平,且其符号与理论期望符号相同,均为正数,表示变量间的影响均为正向关系。从结构方程式中进一步得知:学业表现与他人期望两个变量共可解释学习压力61%的变异量;而他人期望变量可以解释学业表现44%的变异量。

LISREL绘制的基本模型之t值结构模型图如图10-17。

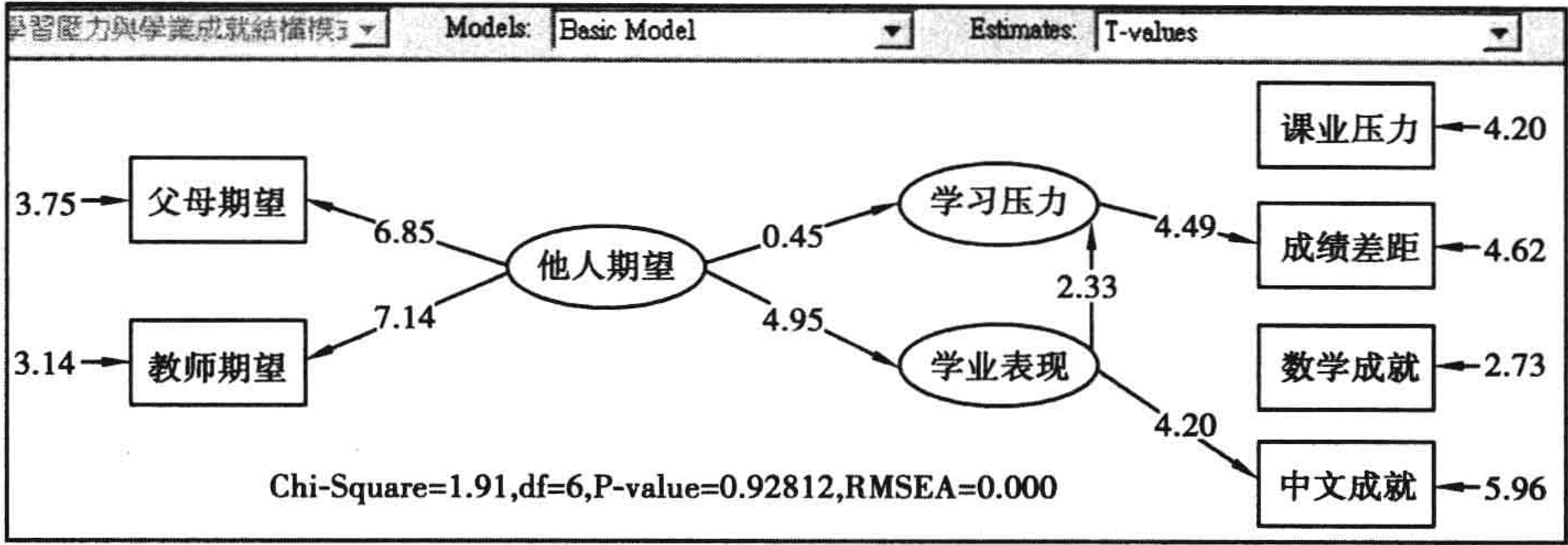


图10-17

LISREL绘制之模型最终标准化解值的结构模型图如图10-18。其中GAMMA值分别为0.11,0.67;BETA值为0.71,他人期望外衍潜在变量对内衍潜在变量学习压力与学业表现影响的路径系数(回归系数)分别为0.11,0.67;而内衍潜在变量学业表现影响内衍潜在变量学习压力的路径系数为0.71。

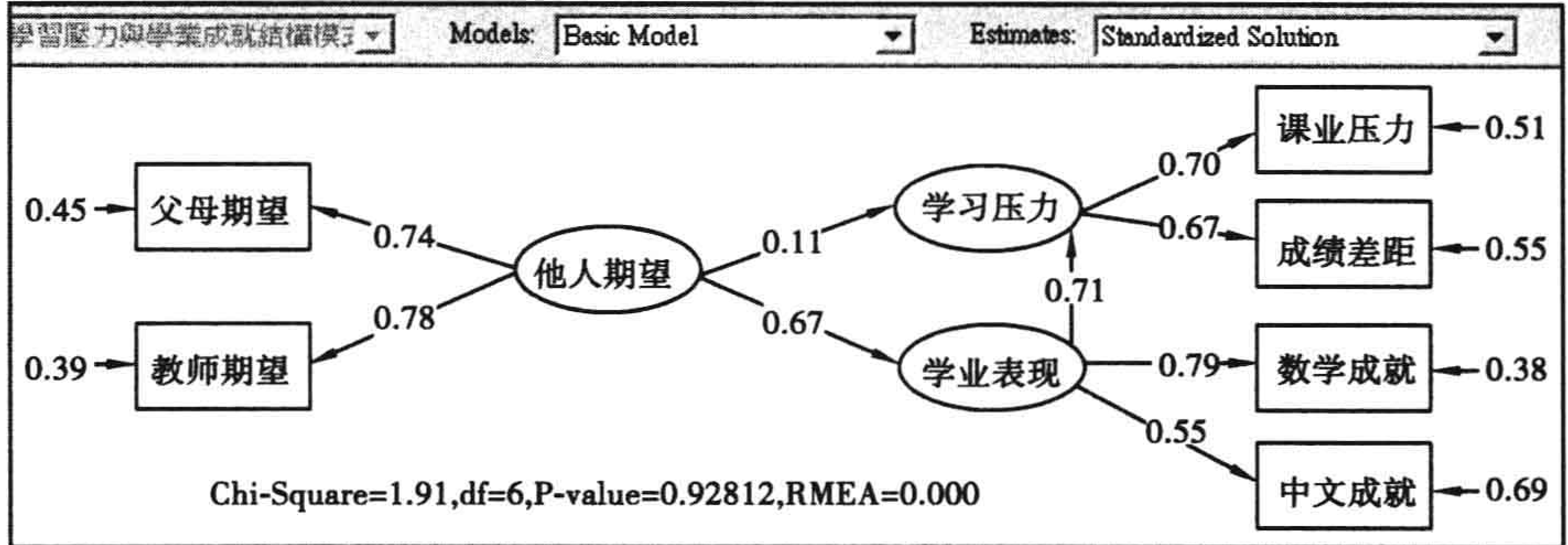


图10-18

Degrees of Freedom = 6
Minimum Fit Function Chi-Square = 1.97 (P = 0.92)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 1.91 (P = 0.93)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 0.94)
Minimum Fit Function Value = 0.020
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.0094)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.040)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.96
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.36
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.36 ; 0.37)

ECVI for Saturated Model = 0.42
ECVI for Independence Model = 2.26
Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 211.59
Independence AIC = 223.59
Model AIC = 31.91
Saturated AIC = 42.00
Independence CAIC = 245.22
Model CAIC = 85.98
Saturated CAIC = 117.71
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.05
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.40
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.02
Relative Fit Index (RFI) = 0.98
Critical N (CN) = 847.09
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.021
Standardized RMR = 0.020
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.99
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.98
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.28

【说明】

从上述整体模型适配度的指标值看,在自由度等于6时,模型的卡方值等于1.91,显著性检验的概率值 $p = 0.928 > 0.05$,接受虚无假设,表示假设模型与观察数据间可以适配。而RMSEA值=0.00、RMR值=0.021、SRMR值=0.020,均小于0.05,表示模型可以接受;在其他模型适配度指标值方面,除PGFI值(=0.28)、PNFI值(=0.40)小于0.50,未达模型可以接受的标准外,其余指标值均达到模型适配的标准。整体而言,研究者所提的假设模型[二]与观察数据间的适配情形良好,假设模型[二]可以得到支持。

从上述SEM分析中,假设模型图[一]与假设模型图[二]均可以得到支持,即两个假设模型与观察数据间的适配情形均非常理想,而两个模型图的整体适配度指标值一样,显示两个内衍潜在变量存在交互影响关系,学习压力的高低会影响学业表现的优劣,而学业表现的优劣也会影响学生学习压力的高低,二者互为因果。研究者进一步假设这两条路径系数是相等的提出,假设结构模型图[三]。

结构模型图[三]

语法程序

```
Title 学习压力与学业成就结构模型
Observed Variables:
课业压力　成绩差距　数学成就　中文成就　父母期望　教师期望
Covariance Matrix:
1.531
0.579  0.991
0.644  0.502  1.449
0.262  0.276  0.445  0.718
```

```
0.418  0.286  0.492  0.249  1.111
0.464  0.279  0.523  0.276  0.657  1.144
Sample Size = 100
Latent Variables:
他人期望  学习压力  学业表现
Relationships:
课业压力  成绩差距 = 学习压力
数学成就  中文成就 = 学业表现
父母期望  教师期望 = 他人期望
Paths:
他人期望→学习压力  学业表现
学习压力→学业表现
学业表现→学习压力
Set 学习压力→学业表现 = 学业表现→学习压力
Path Diagram
Options: RS SCMI ND = 2
End of Problems
```

【说明】

语法程序行"Set 学习压力→学业表现 = 学业表现→学习压力"表示设定两个路径系数相等。

结果说明

```
Number of Iterations = 18
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
课业压力 = 0.87 * 学习压力,Errorvar. = 0.78,R² = 0.46
                                   (0.19)
                                    4.16
成绩差距 = 0.67 * 学习压力,Errorvar. = 0.54,R² = 0.42
          (0.17)                   (0.12)
           4.04                     4.58
数学成就 = 0.95 * 学业表现,Errorvar. = 0.54,R² = 0.61
                                   (0.20)
                                    2.68
中文成就 = 0.47 * 学业表现,Errorvar. = 0.50 ,R² = 0.29
          (0.12)                   (0.084)
           3.98                     5.92
父母期望 = 0.79 * 他人期望,Errorvar. = 0.49,R² = 0.55
          (0.12)                   (0.13)
           6.81                     3.71
教师期望 = 0.84 * 他人期望,Errorvar. = 0.44,R² = 0.61
          (0.12)                   (0.14)
           7.09                     3.10
          Structural Equations
学习压力 = 0.33 * 学业表现 +0.31 * 他人期望,Errorvar. =0.44,R² = 0.51
          (0.13)          (0.17)                  (0.23)
           2.51            1.83                    1.87
```

学业表现 = 0.33 * 学习压力 +0.47 * 他人期望, Errorvar. =0.37, R^2 =0.61
(0.13) (0.15) (0.24)
2.51 3.20 1.54

【说明】

在上述测量方程式与结构方程式中,没有负的误差方差,而各参数估计的标准误值均很小,表示没有违反模型基本估计。在所有估计的参数中,除了他人期望外衍潜在变量对学习压力内衍潜在变量的参数估计(路径系数)未达显著外(t = 1.83 < 1.96),其余估计的自由参数均达显著水平,且其符号与理论期望符号相同,均为正数,表示变量间的影响均为正向关系。从结构方程式中进一步得知:学业表现与他人期望两个变量共可解释学习压力51%的变异量;而学习压力与他人期望两个变量可以解释学业表现61%的变异量。第一个结构方程式中,学业表现自变量的回归系数等于0.33;第二个结构方程式中,学习压力自变量的回归系数也等于0.33,两个回归系数值相同。

LISREL绘制的基本模型之t值结构模型图如图10-19。其中学习压力影响学业表现的原始参数估计值为0.33,显著性检验的t值等于2.51 > 1.96,达到显著水平;而学业表现影响学习压力的原始参数估计值(路径系数)也为0.33,显著性检验的t值也等于2.51 > 1.96,达到显著水平。二者的参数估计值之所以会相等,因为在语法程序设定此两条路径系数为“相等化限制”(equalityconstraints)。

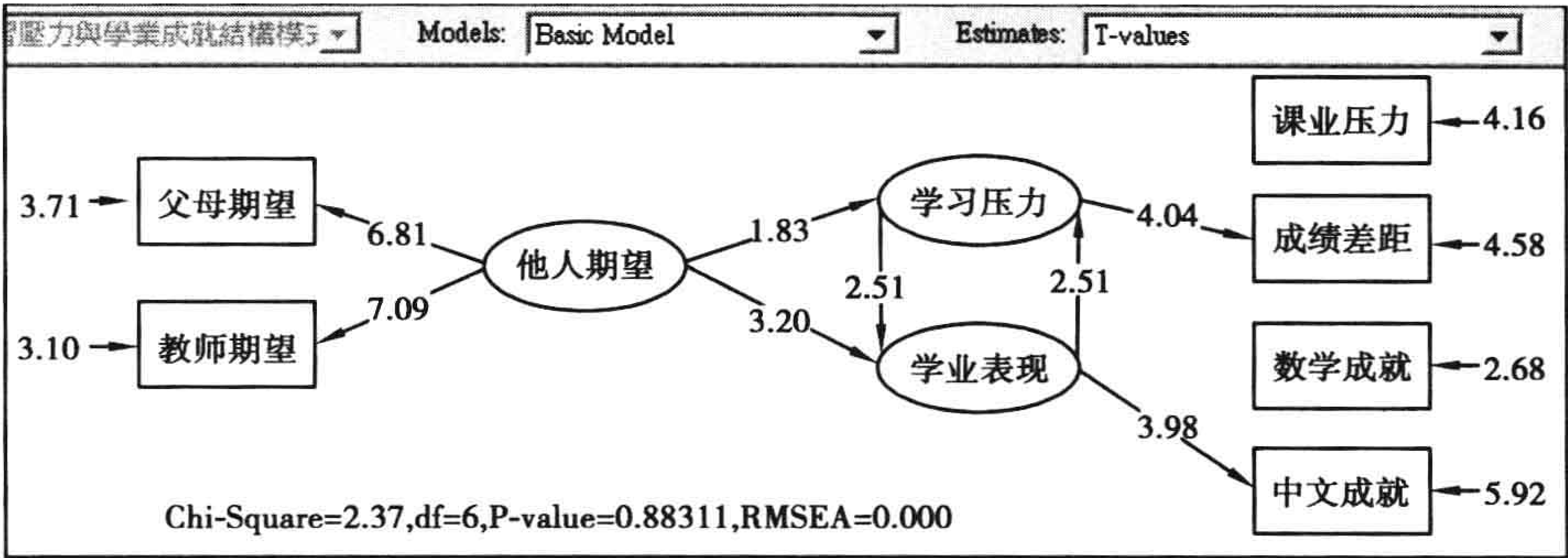


图10-19

LISREL绘制之模型最终标准化解值的结构模型图如图10-20:其中GAMMA值分别为0.33,0.48,BETA值分别为0.32,0.35,他人期望外衍潜在变量对内衍潜在变量学习压力与学业表现影响的路径系数(回归系数)分别为0.33,0.48;而内衍潜在变量学业表现影响内衍潜在变量学习压力的路径系数为0.35,内衍潜在变量学习压力影响内衍潜在变量学业表现的路径系数为0.32,两个内衍潜在变量互为影响的路径系数大致相等。

```
Degrees of Freedom = 6
Minimum Fit Function Chi-Square = 2.40 (P = 0.88)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 2.37 (P = 0.88)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 2.32)
Minimum Fit Function Value = 0.024
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.023)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.063)
```

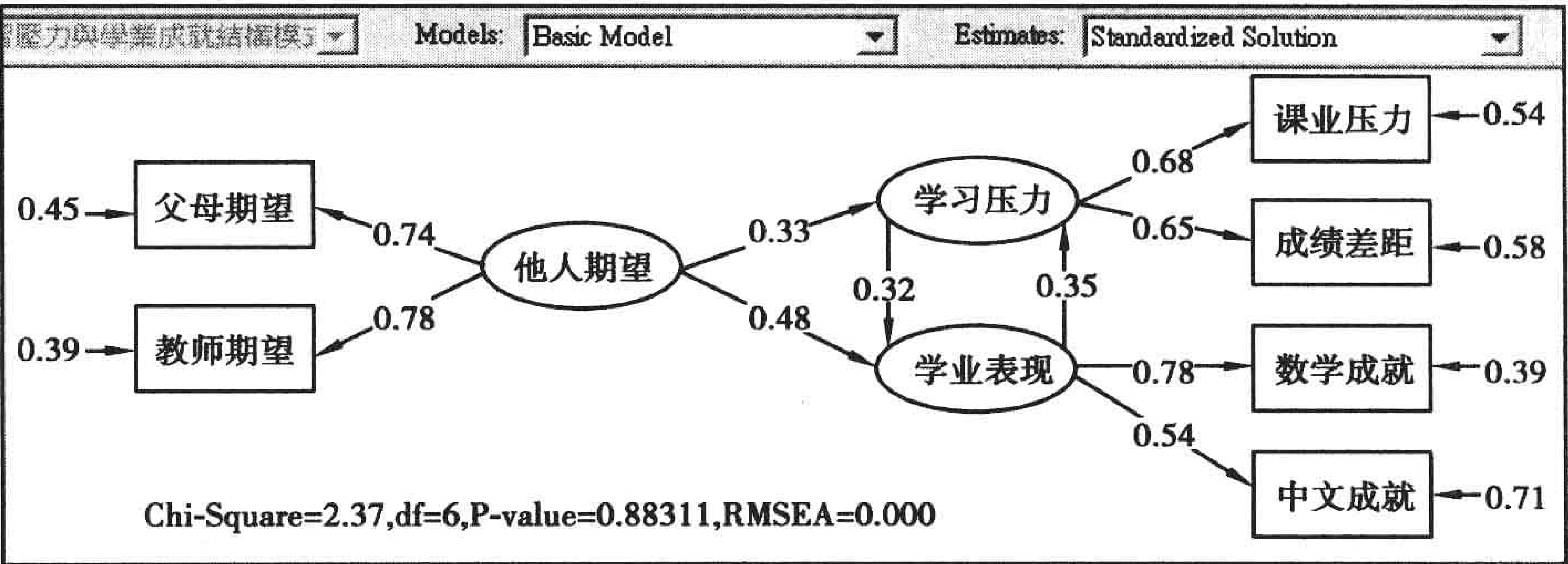


图 10-20

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.93
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.36
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.36 ; 0.39)
ECVI for Saturated Model = 0.42
ECVI for Independence Model = 2.26
Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 211.59
Independence AIC = 223.59
Model AIC = 32.37
Saturated AIC = 42.00
Independence CAIC = 245.22
Model CAIC = 86.44
Saturated CAIC = 117.71
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.05
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.40
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.02
Relative Fit Index (RFI) = 0.97
Critical N (CN) = 693.55
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.046
Standardized RMR = 0.039
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.99
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.97
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.28

从上述整体模型适配度的指标值看，在自由度等于6时，模型的卡方值等于2.37，显著性检验的概率值 p = 0.883 > 0.05，接受虚无假设，表示假设模型与观察数据间可以适配。而 RMSEA 值 = 0.00、RMR 值 = 0.046、SRMR 值 = 0.039，均小于0.05，表示模型可以接受。NCP 值等于0，模型的 ECVI 值等于0.36，AIC 值等于32.37，CAIC 值等于86.44，均小于独立模型的指标值，且小于饱和模型的指标值，表示假设模型可以接受。在其他模型适配度指标值方面，除 PGFI 值(=0.28)、PNFI 值(= 0.40)小于0.50，未达模型可以接受的标准外，其余指标值均达到模型适配良好的标准。整体而言，研究者所提的假设模型[三]与观察数据间的适配情形良好，假设模型[三]可以得到支持。

学习压力与学业成就结构模型
Completely Standardized Solution

LAMBDA-Y

	学习压力	学业表现
课业压力	0.68	- -
成绩差距	0.65	- -
数学成就	- -	0.78
中文成就	- -	0.54

LAMBDA-X

	他人期望
父母期望	0.74
教师期望	0.78

BETA

	学习压力	学业表现
学习压力	- -	0.35
学业表现	0.32	- -

GAMMA

	他人期望
学习压力	0.33
学业表现	0.48

Correlation Matrix of ETA and KSI

	学习压力	学业表现	他人期望
学习压力	1.00		
学业表现	0.75	1.00	
他人期望	0.56	0.67	1.00

PSI

Note: This matrix is diagonal.

学习压力	学业表现
0.49	0.39

THETA-EPS

课业压力	成绩差距	数学成就	中文成就
0.54	0.58	0.39	0.71

THETA-DELTA

父母期望	教师期望
0.45	0.39

Regression Matrix ETA on KSI (Standardized)

	他人期望
学习压力	0.56
学业表现	0.67

【说明】

以上数据为完全标准化解值的各项数据，根据这些数据可以绘制最终标准化解值的模型图，也可以计算出潜在变量的组合信度与平均方差抽取量。六个测量指标变量在其潜在变量的因素负荷量在0.54 至0.78 之间，符合基本适配指标值标准。

模型的修改

在上述等化模型（结构模型图[三]）中，整体假设模型与观察数据适配度佳，但模型中他人期望对学习压力内衍潜在变量的路径系数未达显著，若是将此条路径删除，是否有助于模型呈现更佳的适配度？如果是，那么此种模型的修正是有意义的。

语法程序

```
Title 学习压力与学业成就结构模型
Observed Variables:
课业压力  成绩差距  数学成就  中文成就  父母期望  教师期望
Covariance Matrix:
1.531
0.579  0.991
0.644  0.502  1.449
0.262  0.276  0.445  0.718
0.418  0.286  0.492  0.249  1.111
0.464  0.279  0.523  0.276  0.657  1.144
Sample Size = 100
Latent Variables:
他人期望  学习压力  学业表现
Relationships:
课业压力  成绩差距 = 学习压力
数学成就  中文成就 = 学业表现
父母期望  教师期望 = 他人期望
Paths:
他人期望→学业表现
学习压力→学业表现
学业表现→学习压力
Set 学习压力→学业表现 = 学业表现→学习压力
Path Diagram
Options: RS SCMI ND = 2
End of Problems
```

结果说明

```
学习压力与学业成就结构模型
Number of Iterations = 19
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
Meauremen Equations
课业压力 = 0.77 * 学习压力,Errorvar. = 0.88, R² = 0.28
                                      (0.17)
                                       5.23
```

```
成绩差距 =0.67 * 学习压力,Errorvar. =0.54, R² = 0.32
          (0.22)                   (0.12)
           3.03                     4.54
数学成就 =0.90 * 学业表现,Errorvar. =0.68, R² =0.46
                                   (0.18)
                                    3.85
中文成就 =0.45 * 学业表现,Errorvar. =0.51 , R² = 0.22
          (0.13)                   (0.083)
           3.51                     6.18
父母期望 =0.78 * 他人期望,Errorvar. =0.50, R² = 0.55
          (0.12)                   (0.14)
           6.53                     3.47
教师期望 =0.84 * 他人期望,Errorvar. =0.44, R² = 0.61
          (0.12)                   (0.16)
           6.80                     2.85
Structural Equations
学习压力 =0.55 * 学业表现,Errorvar. =0.20, R² =0.66
          (0.18)                   (0.17)
           3.01                     1.15
学业表现 =0.55 * 学习压力 +0.44 * 他人期望,Errorvar. =0.11, R² = 0.85
          (0.18)            (0.17)                  (0.18)
           3.01              2.60                    0.63
```

【说明】

修改后的模型删除原先不显著的路径系数(他人期望→学习压力)。两条结构方程式中,学业表现对学习压力的解释变异量为66%;而学习压力与他人期望两个变量共可解释学业表现85%的变异量。第一个结构方程式中学业表现自变量的回归系数为0.55,参数估计标准误为0.18,显著性检验的t值为3.01 > 1.96,达到显著水平;第二个结构方程式中学习压力自变量的回归系数为0.55,参数估计标准误为0.18,显著性检验的t值为3.01 >1.96,达到显著水平,二者回归系数相同。

LISREL 绘制的基本模型之t值结构模型如图10-21。其中学习压力影响学业表现的原始参数估计值为0.55,显著性检验的t值等于3.01 > 1.96,达到显著水平;而学业表现影响学习压力的原始参数估计值也为0.55,显著性检验的t值也等于3.01 > 1.96,达到显著水平。

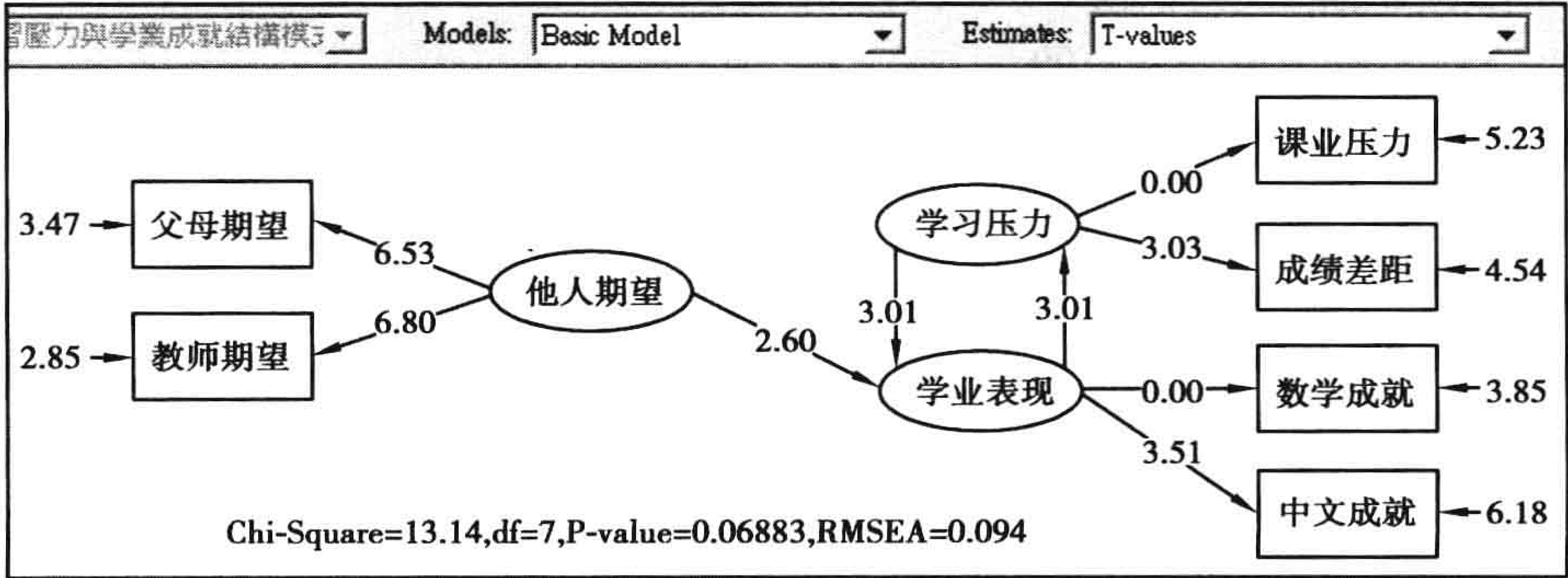


图 10-21

LISREL 绘制之模型最终标准化解值的结构模型如图 10-22。其中 GAMMA 值为 0.51，BETA 值分别为 0.49，0.61，他人期望外衍潜在变量对内衍潜在变量学业表现影响的路径系数（回归系数）为 0.51；而内衍潜在变量学业表现影响内衍潜在变量学习压力的路径系数为 0.61，内衍潜在变量学习压力影响内衍潜在变量学业表现的路径系数为 0.49，两个内衍潜在变量互为影响的路径系数均达显著。

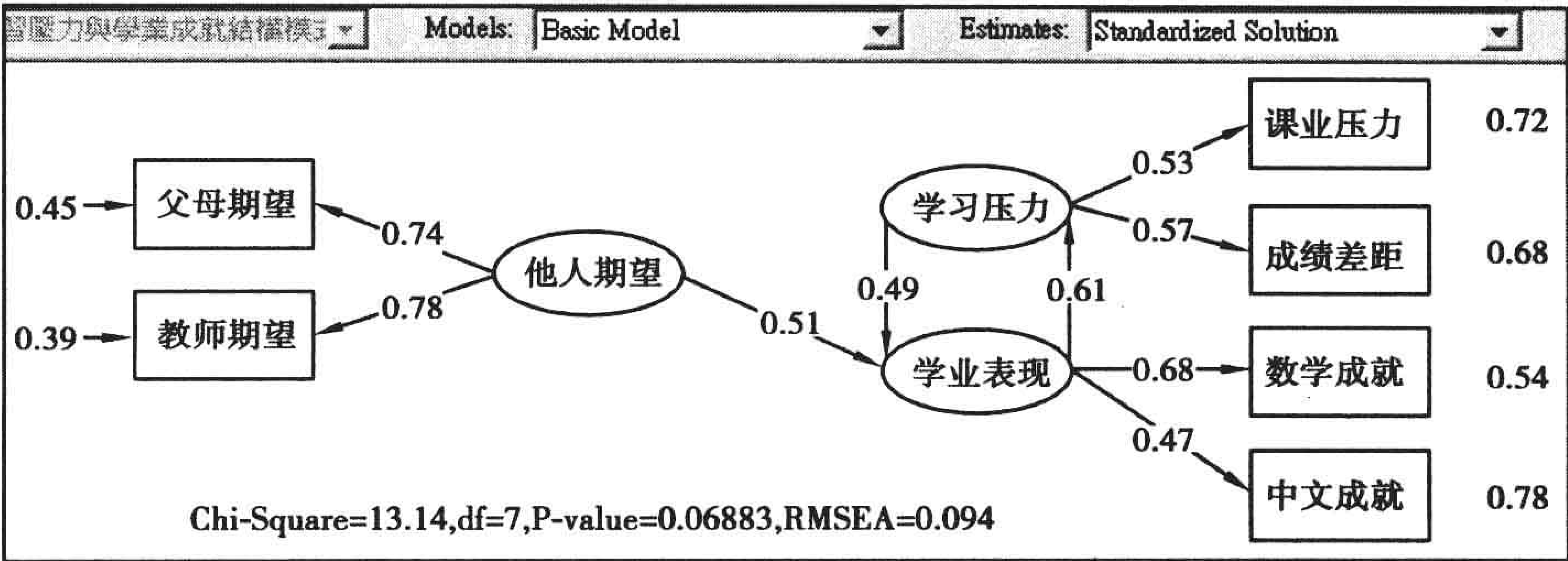


图 10-22

Degrees of Freedom = 7
Minimum Fit Function Chi-Square = 11.39 (P = 0.12)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 13.14 (P = 0.069)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 6.14
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 20.45)
Minimum Fit Function Value = 0.12
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.062
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.21)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.094
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.17)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.16
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.42
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.35 ; 0.56)
ECVI for Saturated Model = 0.42
ECVI for Independence Model = 2.26
Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 211.59
Independence AIC = 223.59
Model AIC = 41.14
Saturated AIC = 42.00
Independence CAIC = 245.22
Model CAIC = 91.61
Saturated CAIC = 117.71
Normed Fit Index (NFI) = 0.95
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.95
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.44
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.88
Critical N (CN) = 161.61
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.16

Standardized RMR = 0.15
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.96
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.88
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.32

从上述整体模型适配度的指标值看,在自由度等于7时,模型的卡方值等于13.14,显著性检验的概率值 $p = 0.869 > 0.05$,接受虚无假设,表示假设模型与观察数据间可以适配。在其他指标值方面,RMSEA 值 = 0.094、RMR 值 = 0.16、SRMR 值 = 0.15、PNFI 值 = 0.44、PGFI 值 = 0.32、RFI 值 = 0.88、CN 值 = 161.61,均未达模型可以接受的标准,因而与假设模型[三]相较,修改后模型的适配情形反而较差。假设模型[三]与观察数据间的契合度最为理想。

若是研究者进行的是两个竞争模型的选择,可以从下列指标值来比较:

表 10-1

	NCP	ECVI	AIC	CAIC
初始模型	0.00	0.36	32.37	86.44
修正模型	6.14	0.42	41.14	91.61

第十一章 潜在变量路径分析与多群组样本分析

11.1 潜在变量的路径分析

在一个中学生数学焦虑与数学态度的因果模型中,研究者认为学生的数学焦虑的高低会对数学态度产生影响,此外,研究者也想知道父母期望、教师期望、学生自我期望三个变量是否可以有效预测其数学焦虑构念,学生自我期望与内控信念是否可以预测数学态度构念。观察变量考试焦虑与课堂焦虑是否可有效作为数学焦虑潜在变量的测量指标;观察变量探究动机与数学学习信心是否可有效作为数学态度潜在变量的测量指标。研究者根据理论所提出的假设模型如图 11-1。

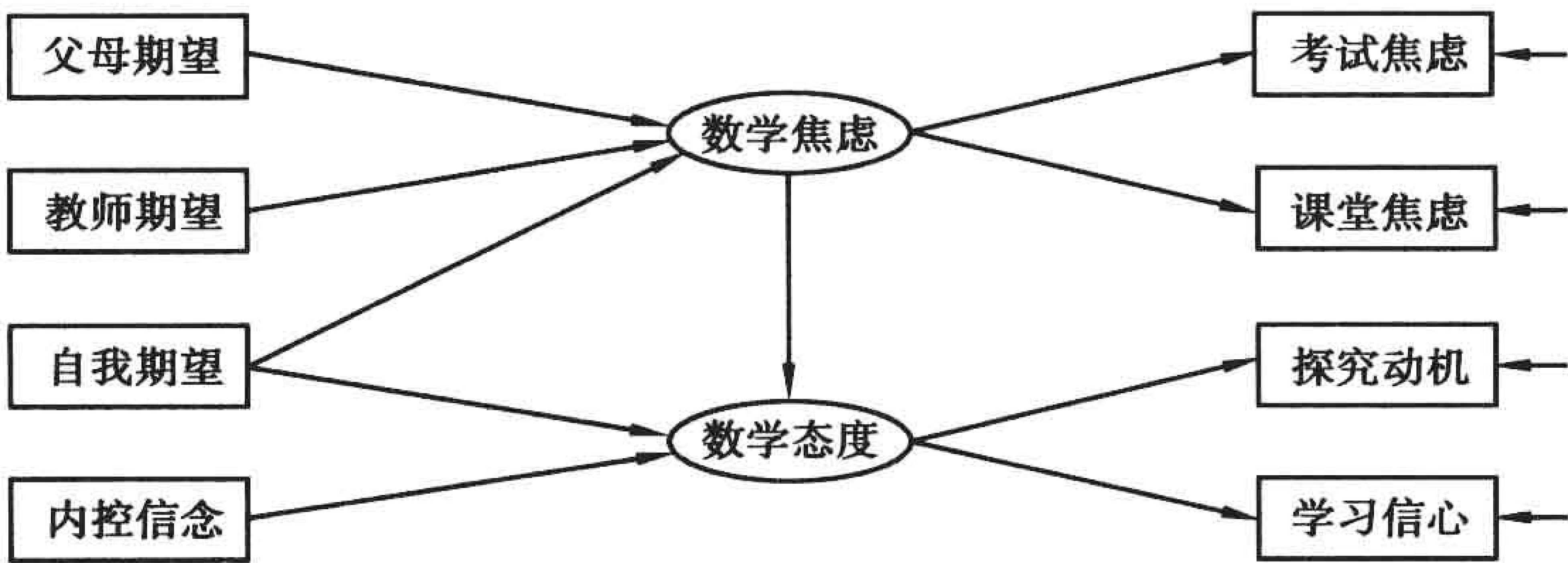


图 11-1

上述指标变量中,其代表的数据意义如下:

考试焦虑:数学焦虑量表层面一的加总(五个题项的总分)。

课堂焦虑:数学焦虑量表层面二的加总(六个题项的总分)。

探究动机:数学态度量表层面一的加总(六个题项的总分)。

学习信心:数学态度量表层面二的加总(六个题项的总分)。

父母期望:父母期望量表八个题项的加总。

教师期望:教师期望量表七个题项的加总。

自我期望:自我期望量表八个题项的加总。

内控信念:内控信念量表十个题项的加总。

语法程序

```
! 形成性指标结构模型
Observed Variables:
考试焦虑 课堂焦虑 探究动机 学习信心
父母期望 教师期望 自我期望 内控信念
Correlation Matrix:
1.00
0.11 1.00
0.18 0.20 1.00
0.22 0.25 0.60 1.00
0.32 0.16 0.42 0.33 1.00
0.24 0.15 0.25 0.16 0.12 1.00
0.38 0.12 0.15 0.18 0.11 0.29 1.00
0.29 0.21 0.16 0.19 0.18 0.24 0.46 1.00
Standard Deviation:
1.08 2.18 1.05 1.96 2.07 2.15 2.06 2.11
Sample Size = 200
Latent Variable:
数学焦虑 数学态度
Relationships:
考试焦虑 课堂焦虑 = 数学焦虑
探究动机 学习信心 = 数学态度
Paths:
父母期望 教师期望 自我期望→数学焦虑
自我期望 内控信念 数学焦虑→数学态度
Path Diagram
Options: SC MI RS ND = 3
End of Problem
```

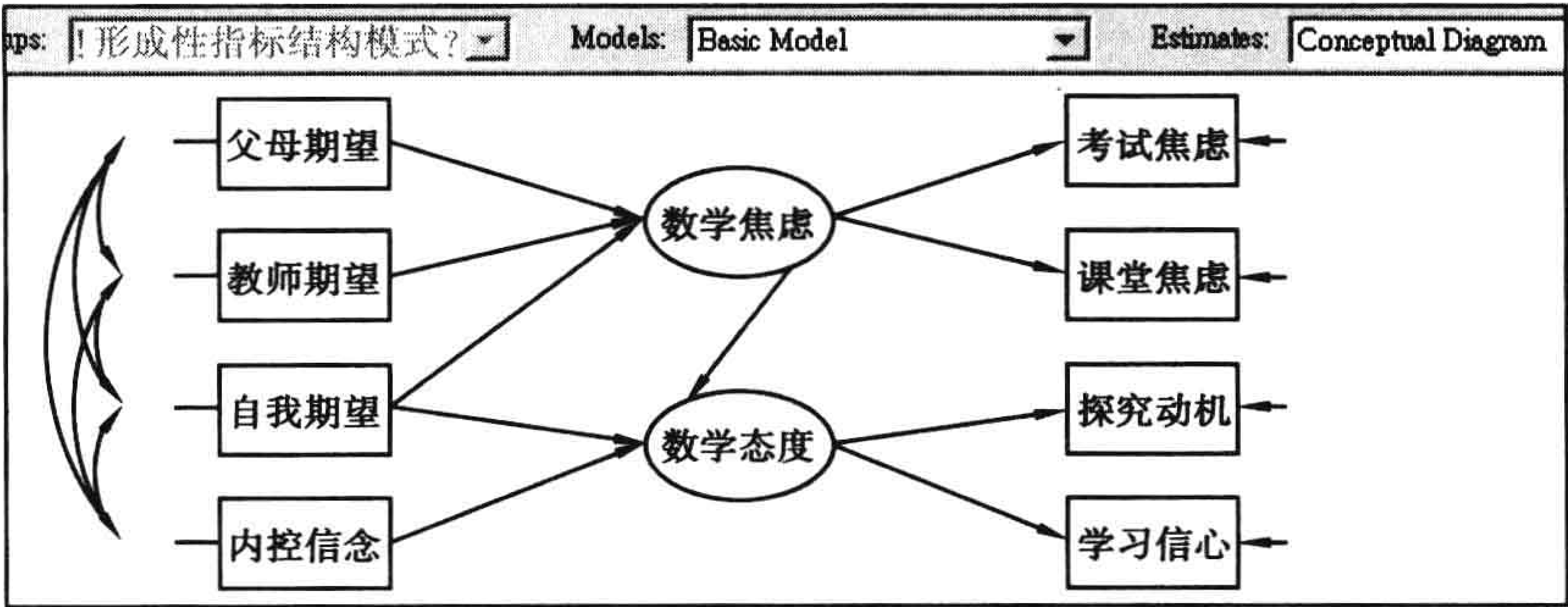


图 11-2

报表结果

```
! 形成性指标结构模型
Number of Iterations = 17
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
```

Measurement Equations

考试焦虑 = 0.552 * 数学焦虑, Errorvar. = 0.862, R^2 = 0.261
(0.0963)
8.947

课堂焦虑 = 0.509 * 数学焦虑, Errorvar. = 4.494, R^2 = 0.0545
(0.172) (0.454)
2.966 9.890

探究动机 = 0.904 * 数学态度, Errorvar. = 0.284, R^2 = 0.742
(0.116)
2.458

学习信心 = 1.365 * 数学态度, Errorvar. = 1.978, R^2 = 0.485
(0.212) (0.323)
6.451 6.118

Structural Equations

数学焦虑= 0.264 * 父母期望 + 0.114 * 教师期望 +0.282 * 自我期望, Errorvar. =0.119, R^2 =0.881
(0.0530) (0.0386) (0.0583) (0.138)
4.989 2.957 4.830 0.867

数学态度=0.810 * 数学焦虑 -0.194 * 自我期望 +0.0192 * 内控信念, Errorvar. =0.631, R^2 =0.369
(0.190) (0.0842) (0.0379) (0.171)
4.257 -2.305 0.506 3.681

【说明】

在四个测量方程式与两个结构方程式中没有出现负的误差方差及大的标准误,表示没有违反模型估计,但估计参数中内控信念变量对数学态度潜在变量的预测值未达显著(t 值 = 0.51 < 1.96),其余影响路径之估计参数均达显著。第一个结构方程式中,父母期望、教师期望、自我期望三个变量对数学焦虑的联合解释变异量为 88.1%,回归系数分别为 0.264, 0.114, 0.282;第二个结构方程式中,数学焦虑、自我期望、内控信念的回归系数分别为 0.810, -0.194, 0.019,三个变量对数学态度的解释变异量为 36.9%。

LISREL 绘制之基本模型的 t 值模型图如图 11-3。

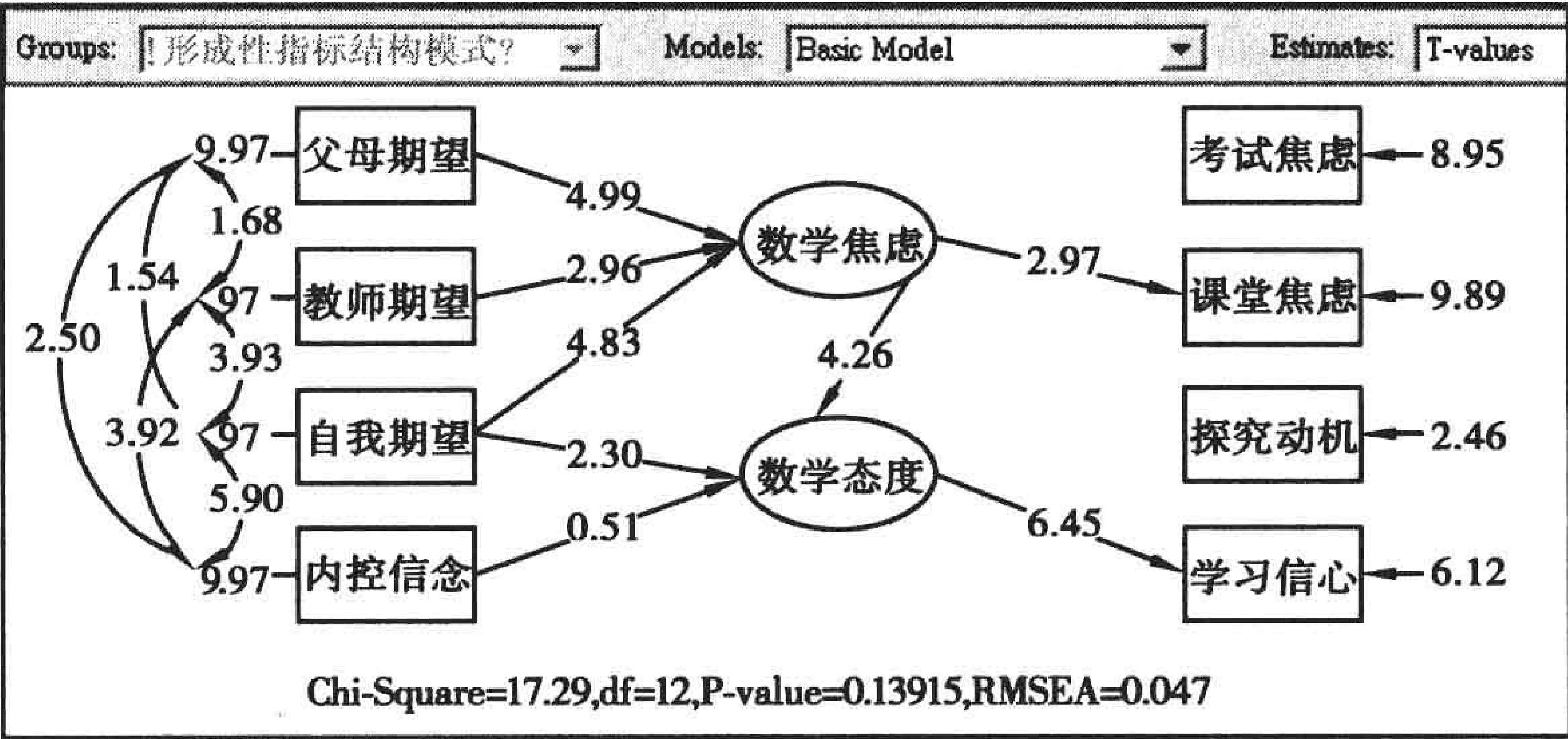


图 11-3

Covariance Matrix of Independent Variables

	父母期望	教师期望	自我期望	内控信念
父母期望	4.285			

	(0.430)			
	9.975			
教师期望	0.534	4.622		
	(0.318)	(0.463)		
	1.681	9.975		
自我期望	0.469	1.284	4.244	
	(0.304)	(0.327)	(0.425)	
	1.542	3.929	9.975	
内控信念	0.786	1.089	1.999	4.452
	(0.315)	(0.331)	(0.339)	(0.446)
	2.499	3.292	5.895	9.975

【说明】

在四个自变量相关矩阵中,除父母期望变量与教师期望及自我期望变量的相关未达显著外(t 值分别为 1.681 和 1.542,均小于 1.96),其余变量间的相关均达显著正相关。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 12
Minimum Fit Function Chi-Square = 17.445 (P = 0.134)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 17.286 (P = 0.139)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 5.286
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0; 20.495)
Minimum Fit Function Value = 0.0877
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0266
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0; 0.103)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0470
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0; 0.0926)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.491
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.328
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.302; 0.404)
ECVI for Saturated Model = 0.362
ECVI for Independence Model = 1.573
Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 296.967
Independence AIC = 312.967
Model AIC = 65.286
Saturated AIC = 72.000
Independence CAIC = 347.353
Model CAIC = 168.446
Saturated CAIC = 226.739
Normed Fit Index (NFI) = 0.941
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.953
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.403
Comparative Fit Index (CFI) = 0.980
Incremental Fit Index (IFI) = 0.981
Relative Fit Index (RFI) = 0.863
Critical N (CN) = 300.075
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.167
Standardized RMR = 0.0431
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.979

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.936
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.326

【说明】

以上为整体模型适配度的检验指标值。自由度等于 12,χ^2值等于 17.286,显著性概率 p = 0.139 >0.05,接受虚无假设,表示假设模型与观察数据可以契合。此外,RMSEA 值等于 0.047、SRMR 值等于 0.043,小于 0.05,达到模型可以接受的范围。NFI 值 = 0.941、NNFI 值 = 0.953、CFI 值 =0.980、IFI 值 =0.981、GFI 值 = 0.979、AGFI 值 =0.936,皆大于 0.90,CN 值 = 300.075,大于建议值 200,表示模型的适配度理想,即包含潜在变量路径分析的假设模型图与观察数据间可以适配,研究者所提的模型可以获得支持。

! 形成性指标结构模型
Summary Statistics for Fitted Residuals
Smallest Fitted Residual = -0.207
Median Fitted Residual = 0.000
Largest Fitted Residual = 0.692

【说明】

以上为协方差适配残差摘要统计量,最大的协方差适配残差值为 0.692,最小的协方差适配残差值为 -0.207。

Standardized Residuals

	考试焦虑	课堂焦虑	探究动机	学习信心
	--------	--------	--------	--------
考试焦虑	- -			
课堂焦虑	-0.164	- -		
探究动机	-2.195	1.615	1.921	
学习信心	0.645	2.654	1.920	1.919
父母期望	-0.298	0.222	0.330	-0.235
教师期望	-0.115	0.659	0.218	-0.816
自我期望	1.095	-1.095	-1.074	1.074
内控信念	1.344	1.802	-0.727	1.232

Standardized Residuals

	自我期望	内控信念
	--------	--------
自我期望	- -	
内控信念	- -	- -

Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = -2.195
Median Standardized Residual = 0.000
Largest Standardized Residual = 2.654
Largest Positive Standardized Residuals
Residual for 学习信心 and 课堂焦虑 2.654

【说明】

以上为标准化残差值及其摘要统计量,最大的标准化残差值为 2.654、最小的标准化残差值 -2.195,标准化残差绝对值大于 2.58 者有一个(在学习信心与课堂焦虑变量

间)，表示模型内有叙列误差存在，但情况轻微。

```
! 形成性指标结构模型
Modification Indices and Expected Change
          Modification Indices for LAMBDA-Y
            数学焦虑   数学态度

            --------   --------
考试焦虑      - -       2.712
课堂焦虑      - -       5.065
探究动机     0.990       - -
学习信心     0.990       - -
          Modification Indices for BETA
            数学焦虑   数学态度

            --------   --------
数学焦虑      - -       0.306
数学态度      - -        - -
          Modification Indices for GAMMA
            父母期望   教师期望   自我期望   内控信念

            --------   --------   --------   --------
数学焦虑      - -        - -        - -       3.685
数学态度     0.028      0.038       - -        - -
          Modification Indices for PSI
            数学焦虑   数学态度

            --------   --------
数学焦虑      - -
数学态度     0.027       - -
          Modification Indices for THETA-EPS
            考试焦虑   课堂焦虑   探究动机   学习信心

            --------   --------   --------   --------
考试焦虑      - -
课堂焦虑     0.027       - -
探究动机     3.076      0.027       - -
学习信心     1.054      3.690       - -        - -
          Modification Indices for THETA-DELTA-EPS
            考试焦虑   课堂焦虑   探究动机   学习信心

            --------   --------   --------   --------
父母期望     0.004      0.865      1.307      1.341
教师期望     0.035      0.042      1.339      2.091
自我期望     0.076      3.947      0.069      0.075
内控信念     1.535      3.927      0.659      0.673
Maximum Modification Index is 5.07 for Element (2, 2) of LAMBDA-Y
```

【说明】

以上为修正指标及期望参数改变量(期望参数改变量的报表省略)，最大的修正指标为5.07，出现在指标变量课堂焦虑与潜在变量数学态度之间，但模型没有提供指标修正的建议值。即根据 LISREL 程序执行结果所导出的结果，未提供修正指标的建议，此种结

果通常显示的是假设模型与实际数据可以适配，所以模型不用修正。

! 形成性指标结构模型

Completely Standardized Solution

LAMBDA-Y

	数学焦虑	数学态度
考试焦虑	0.511	- -
课堂焦虑	0.233	- -
探究动机	- -	0.861
学习信心	- -	0.696

BETA

	数学焦虑	数学态度
数学焦虑	- -	
数学态度	0.810	- -

GAMMA

	父母期望	教师期望	自我期望	内控信念
数学焦虑	0.547	0.246	0.580	- -
数学态度	- -	- -	-0.400	0.040

Correlation Matrix of ETA and KSI

	数学焦虑	数学态度	父母期望	教师期望	自我期望	内控信念
数学焦虑	1.000					
数学态度	0.542	1.000				
父母期望	0.640	0.482	1.000			
教师期望	0.479	0.282	0.120	1.000		
自我期望	0.712	0.195	0.110	0.290	1.000	
内控信念	0.424	0.200	0.180	0.240	0.460	1.000

PSI

Note: This matrix is diagonal.

数学焦虑	数学态度
0.119	0.631

THETA-EPS

考试焦虑	课堂焦虑	探究动机	学习信心
0.739	0.946	0.258	0.515

Regression Matrix ETA on X (Standardized)

	父母期望	教师期望	自我期望	内控信念
数学焦虑	0.547	0.246	0.580	- -
数学态度	0.443	0.199	0.070	0.040

【说明】

以上数据为模型估计的完全标准化解值，依据这些数据可以绘出下列基本模型的

"标准化解值的模型图",其中内控信念对潜在变量数学态度的影响不显著,而父母期望、教师期望、自我期望对数学焦虑潜在变量的影响均达显著,而自我期望对数学态度潜在变量的影响显著,数学焦虑潜在变量对数学态度潜在变量影响的路径也达显著。考试焦虑、课堂焦虑两个观察变量均可有效作为数学焦虑构念的指标变量,但以考试焦虑反映数学焦虑构念的变异程度较大;而探究动机、学习信心两个观察变量均可有效作为数学态度潜在变量的指标变量,其信度系数指标值分别为0.742,0.485(此数据刚好是因素负荷量的平方)。

从上述结构方程式中与下述"标准化解值的模型图"中可以发现:父母期望、教师期望、自我期望可以有效用来预测数学焦虑潜在变量,而自我期望可以有效用来预测数学态度潜在变量,而数学焦虑潜在变量对数学态度潜在变量的预测也达显著。

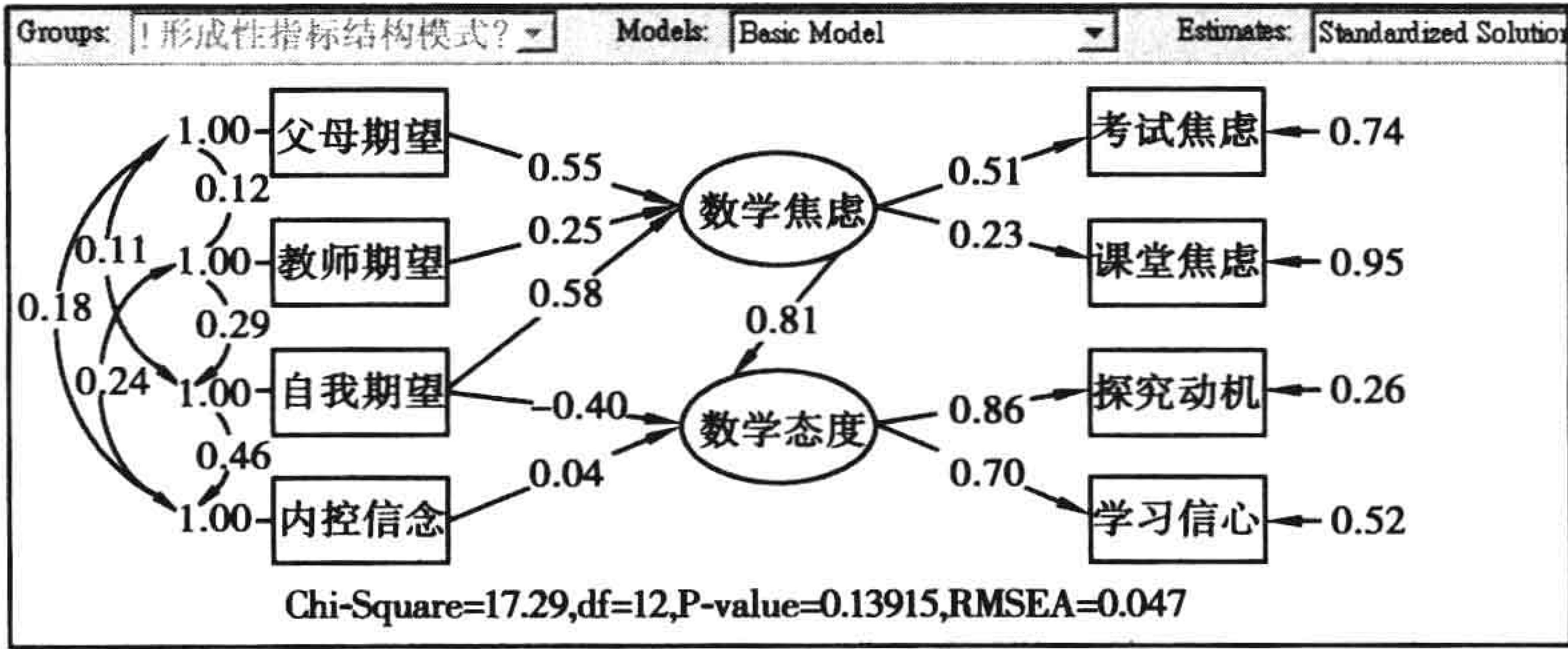


图 11-4

上述理论模型与观察数据的适配情况尚佳,但模型内在适配度中,内控信念变量对数学态度潜在变量的预测力未达显著,虽然 LISREL 本身没有对模型修正提供路径的增删,研究者可考量将此未达显著的路径删除,重新进行模型适配度的检验。修正后的假设模型图如图 11-5。

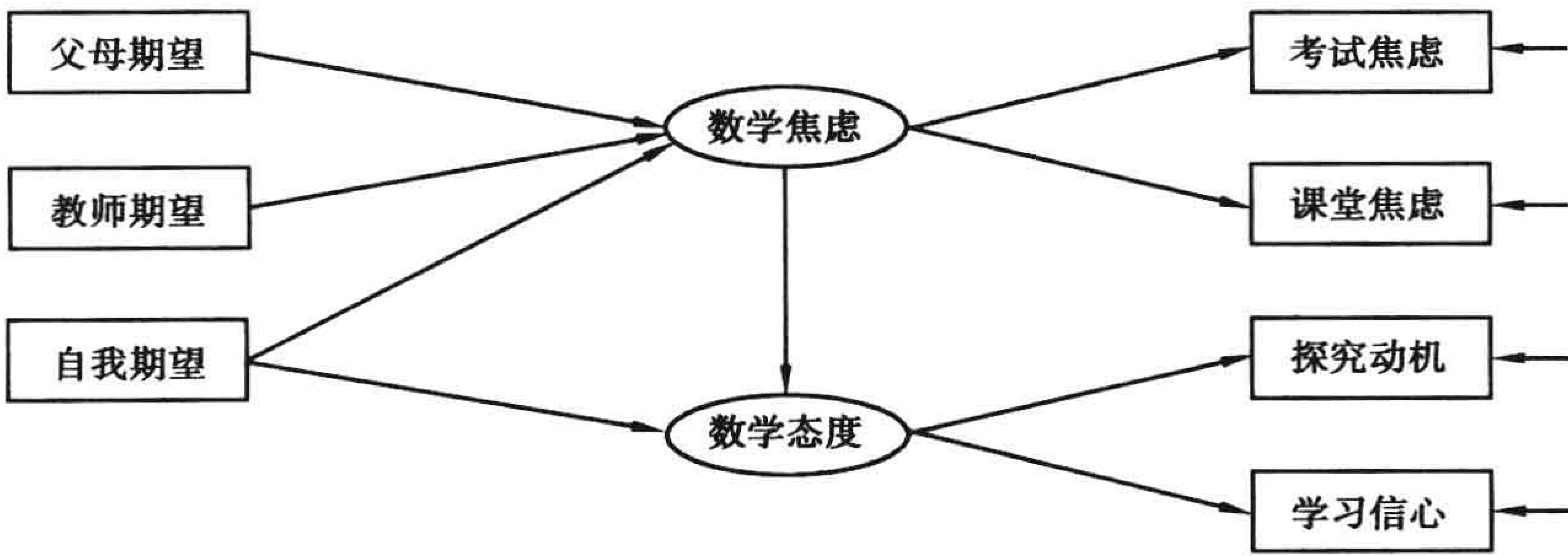


图 11-5

修正后的语法程序如下:

```
! 形成性指标结构模型
Observed Variables:
考试焦虑  课堂焦虑  探究动机  学习信心
父母期望  教师期望  自我期望
Correlation  Matrix:
1.00
```

0.11　1.0
0.18　0.20　1.00
0.22　0.25　0.60　1.00
0.32　0.16　0.42　0.33　1.00
0.24　0.15　0.25　0.16　0.12　1.00
0.38　0.12　0.15　0.18　0.11　0.29　1.00
0.29　0.21　0.16　0.19　0.18　0.24　0.46　1.00
Standard　Deviation:
1.08　2.18　1.05　1.96　2.07　2.15　2.06　2.11
Sample Size = 200
Latent Variable:
数学焦虑　数学态度
Relationships:
考试焦虑　课堂焦虑 = 数学焦虑
探究动机　学习信心 = 数学态度
Paths:
父母期望　教师期望　自我期望→数学焦虑
<u>自我期望　数学焦虑→数学态度</u>
Path Diagram
Options: SC MI RS ND = 2
End of Problem

输出结果包含显著性 t 值的基本模型图如图 11-6。

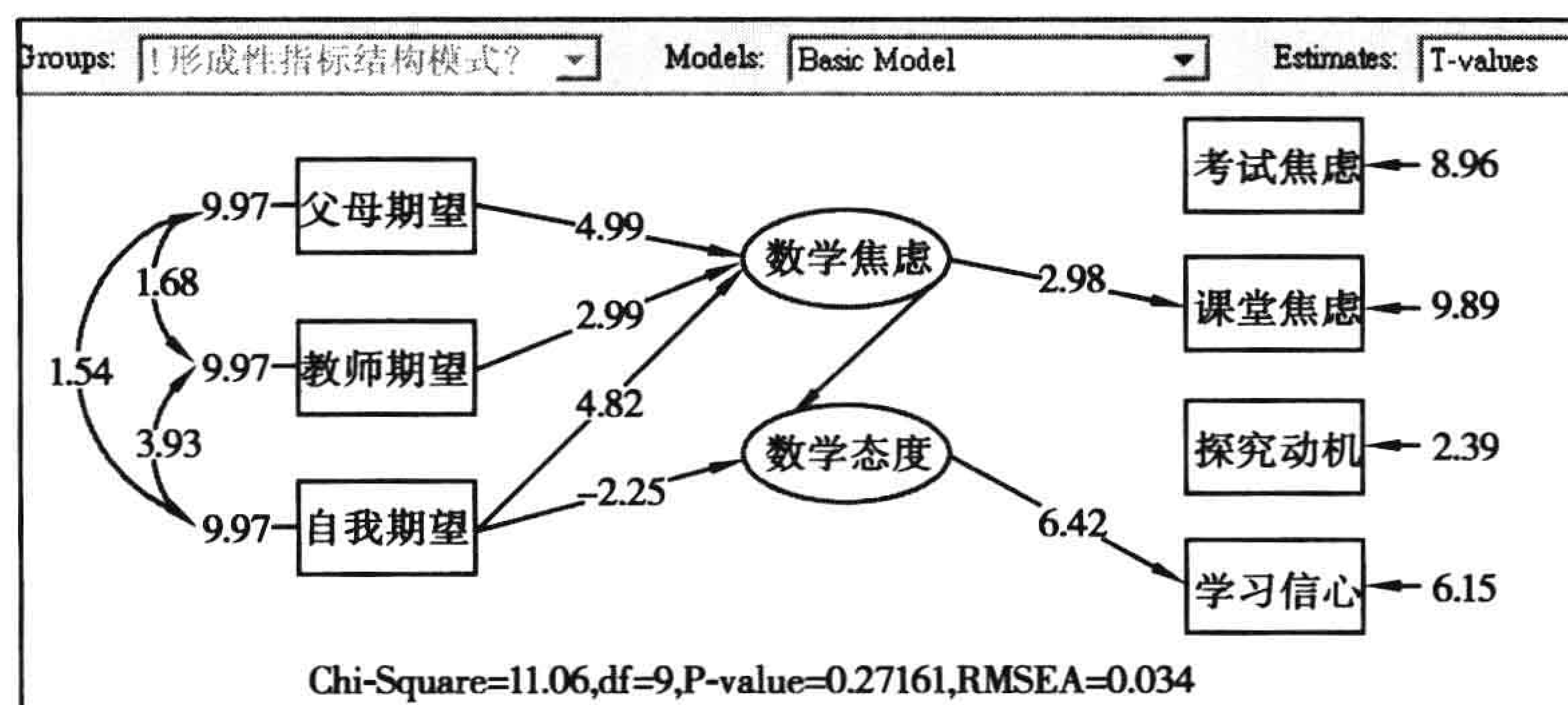


图 11-6

最终完全标准化解值的结构模型图如图 11-7。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 9
Minimum Fit Function Chi-Square = 11.49 (P = 0.24)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 11.06 (P = 0.27)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 2.06
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0; 14.74)
Minimum Fit Function Value = 0.058
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.010
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0; 0.074)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.034
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0; 0.091)

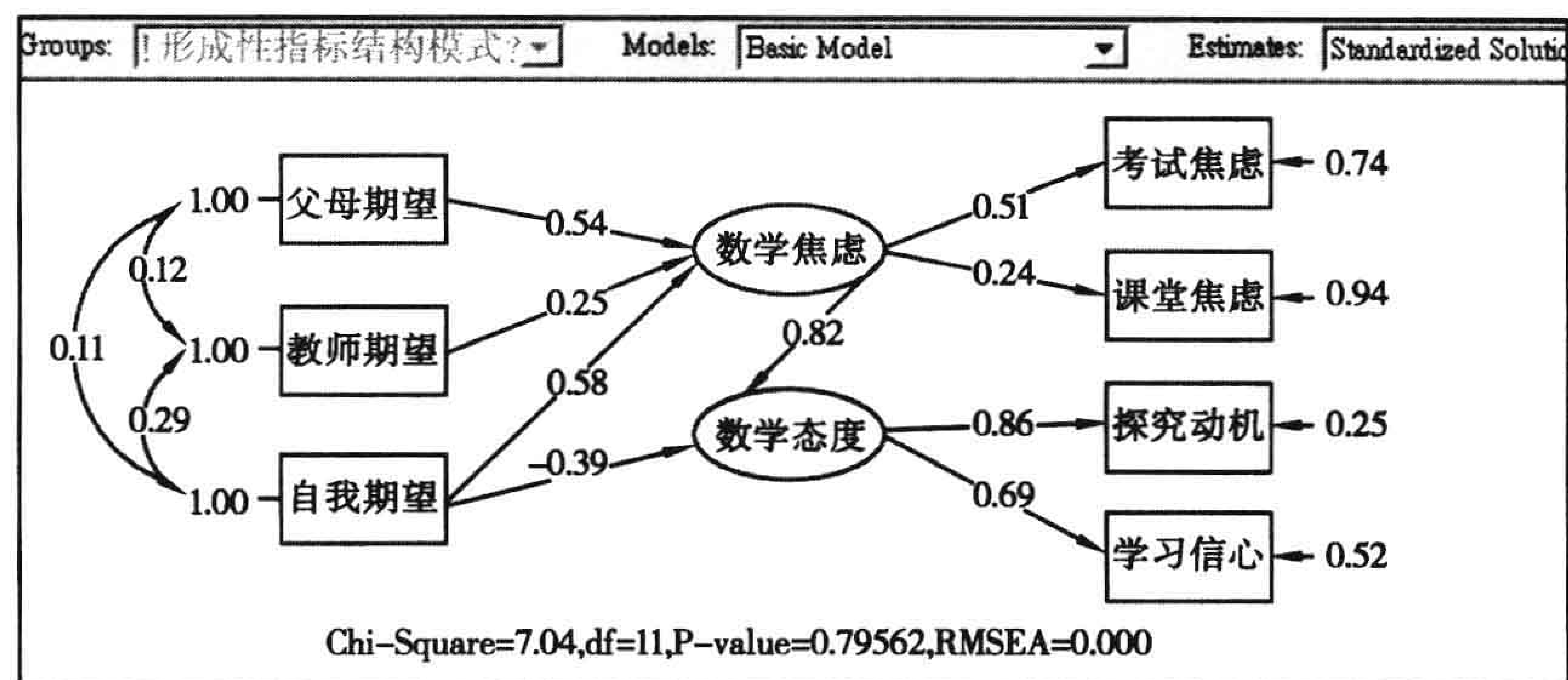


图 11-7

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.61
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.25
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.24; 0.31)
ECVI for Saturated Model = 0.28
ECVI for Independence Model = 1.53
Chi-Square for Independence Model with 21 Degrees of Freedom = 290.78
Independence AIC = 304.78
Model AIC = 49.06
Saturated AIC = 56.00
Independence CAIC = 334.87
Model CAIC = 130.73
Saturated CAIC = 176.35
Normed Fit Index (NFI) = 0.96
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.98
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.41
Comparative Fit Index (CFI) = 0.99
Incremental Fit Index (IFI) = 0.99
Relative Fit Index (RFI) = 0.91
Critical N (CN) = 376.24
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.15
Standardized RMR = 0.041
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.95
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.32

模型修正后的卡方值由17.826降为11.06($p=0.27>0.05$),RMSEA值由0.047降为0.034,均达理论模型与观察数据可以契合的程度,其他适配度指标值更接近良好适配度标准。修正模型与初始模型相较之下,NCP值由5.286降为2.06,ECVI值由0.328变为0.25,AIC值由65.286变为49.06,CAIC值由168.446变为130.73,可见将内控信念对数学态度的预测路径删除,确实有助于模型适配度的提升。

11.2 调节模型之路径分析

支持系统与班级效能初始假设模型图

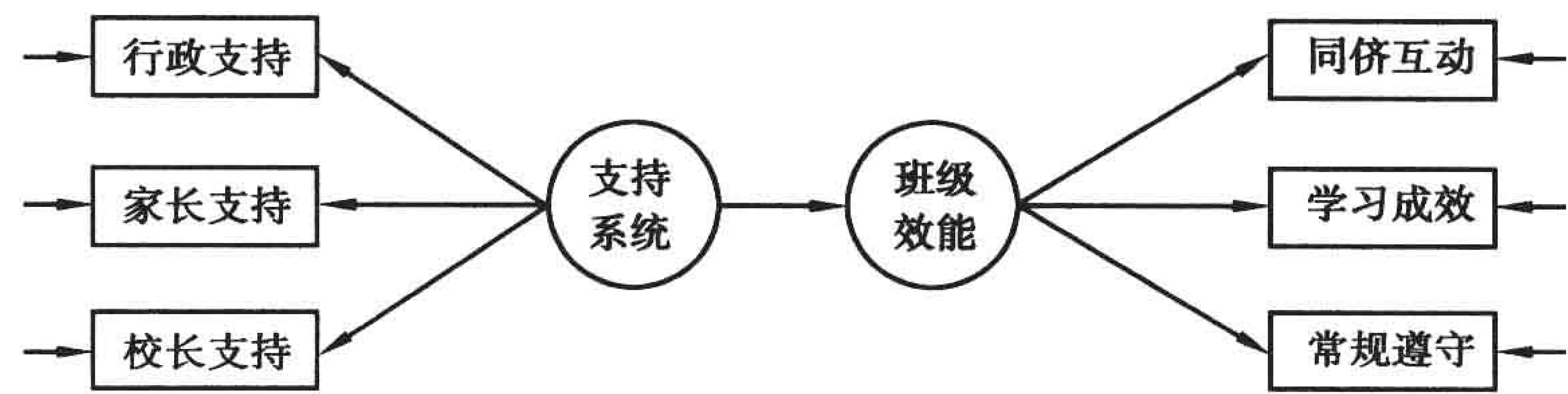


图 11-8

在上述假设模型图中,支持系统为外衍潜在变量(ε 变量),此潜在变量有三个指标变量:行政支持、家长支持、校长支持。班级效能为内衍潜在变量(η 变量),此潜在变量有三个指标变量:同侪互动、学习成效、常规遵守。班级效能直接受到班级支持系统变量的影响,研究者所要探究的是班级支持系统是否可以有效预测班级效能?研究所提的假设模型是否可以获得支持?

语法程序

```
Title 班级效能因果结构模型图
Observed  Variables:
同侪互动  学习成效  常规遵守  行政支持  家长支持  校长支持  教师投入
Covariance  Matrix:
1.46
1.87  3.65
1.93  2.94  4.20
0.79  1.36  1.57  3.50
1.03  1.71  1.87  2.54  4.12
1.00  1.65  1.95  2.72  2.91  4.45
1.04  1.70  1.82  1.52  1.96  1.72  6.45
Sample Size: 400
Latent Variables: 班级效能  支持系统
Relationships:
同侪互动  学习成效  常规遵守 = 班级效能
行政支持  家长支持  校长支持 = 支持系统
Paths:
支持系统→班级效能
Path Diagram
Options: SC RS EF ND  = 2
End of Problem
```

【说明】

语法程序中直接键入测量指标变量的协方差矩阵,以指令[Relationships:]界定两个测量模型,以指令[Paths:]界定两个潜在变量间的结构模型。

结果报表

班级效能因果结构模型图
Number of Iterations = 8
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
Measurement Equations
同侪互动 = 1.10 * 班级效能, Errorvar. = 0.26, R^2 = 0.82
(0.033)
7.77
学习成效 = 1.69 * 班级效能, Errorvar. = 0.78, R^2 = 0.79
(0.068)　(0.086)
24.97　9.09
常规遵守 = 1.76 * 班级效能, Errorvar. = 1.11, R^2 = 0.74
(0.074)　(0.11)
23.65　10.41
行政支持 = 1.52 * 支持系统, Errorvar. = 1.18, R^2 = 0.66
(0.082)　(0.12)
18.60　9.70
家长支持 = 1.67 * 支持系统, Errorvar. = 1.34, R^2 = 0.68
(0.089)　(0.14)
18.84　9.42
校长支持 = 1.76 * 支持系统, Errorvar. = 1.34, R^2 = 0.70
(0.091)　(0.15)
19.29　8.87
Structural Equations
班级效能 = 0.56 * 支持系统, Errorvar. = 0.69, R^2 = 0.31
(0.053)　(0.065)
10.56　10.53

【说明】

以上数据为六个测量方程式(因有六个测量模型)与一个结构方程式,七个方程式中的误差变异量全部为正数,各参数估计值的标准误很小,表示没有违反模型基本估计原则,此外,所有估计的参数均达到显著水平。两个潜在变量的三个指标变量之 R^2 值均在0.60以上(此 R^2 为指标变量因素负荷量的平方),表示外显变量的个别信度佳,可以有效作为潜在变量的测量指标变量。在结构方程式中,外衍潜在变量支持系统可以有效解释内衍潜在变量班级效能31%的变异量,支持系统可以对班级效能影响的路径系数(回归系数)等于0.56,其值为正,表示班级支持系统愈多,对班级效能正面的影响愈大。

Covariance Matrix of Latent Variables

	班级效能	支持系统
班级效能	1.00	
支持系统	0.56	1.00

【说明】

两个潜在变量间的相关为0.56,表示外衍潜在变量与内衍潜在变量间的关系密切。

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 8

Minimum Fit Function Chi-Square = 14.64 (P = 0.067)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 14.79 (P = 0.063)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 6.79
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0; 21.69)
Minimum Fit Function Value = 0.037
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.017
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0; 0.054)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.046
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0; 0.082)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.52
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.10
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.085; 0.14)
ECVI for Saturated Model = 0.11
ECVI for Independence Model = 4.77
Chi-Square for Independence Model with 15 Degrees of Freedom = 1892.97
Independence AIC = 1904.97
Model AIC = 40.79
Saturated AIC = 42.00
Independence CAIC = 1934.92
Model CAIC = 105.68
Saturated CAIC = 146.82
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.99
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.53
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.99
Critical N (CN) = 548.70
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.089
Standardized RMR = 0.025
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.99
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.97
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.38

【说明】

整体模型适配度的指标值中,自由度等于8, χ^2值等于14.79,显著性检验的概率值$p = 0.063 > 0.05$,接受虚无假设,表示假设模型与观察数据可以适配。在其他模型适配度的指标值检验中,除RMR值(=0.089)、PGFI(=0.38),未达模型接受的标准外,其余指标值均达到模型可以适配的标准,整体而言,研究者所提之支持系统与班级效能的假设模型图与实际数据的契合度佳。

班级效能因果结构模型图
Completely Standardized Solution
LAMBDA-Y

```
          班级效能
          ----------
同侪互动    0.91
学习成效    0.89
常规遵守    0.86
        LAMBDA-X
          支持系统
          ----------
行政支持    0.81
家长支持    0.82
校长支持    0.84
        GAMMA
          支持系统
          ----------
班级效能    0.56
        Correlation Matrix of ETA and KSI
          班级效能    支持系统
          ----------  ----------
班级效能    1.00
支持系统    0.56        1.00
        PSI
          班级效能
          ----------
            0.69
        THETA-EPS
          同侪互动    学习成效    常规遵守
          ----------  ----------  ----------
            0.18        0.21        0.26
        THETA-DELTA
          行政支持    家长支持    校长支持
          ----------  ----------  ----------
            0.34        0.32        0.30
```

【说明】

以上数据为完全标准化解值的数据，根据此表中的数据可以绘出下列参数估计标准化估计值的模型图。THETA-EPS 为内衍潜在变量班级效能三个指标变量的测量误差，THETA-DELTA 为外衍潜在变量支持系统三个指标变量的测量误差。外衍潜在变量支持系统三个指标变量的因素负荷量分别为 0.81，0.82，0.84；内衍潜在变量班级效能三个指标变量的因素负荷量分别为 0.91，0.89，0.86，显示这些指标变量均能有效反映其相对应的潜在变量。根据此表的数据可以计算出潜在变量的组合信度与潜在变量的平均变异抽取量。最终标准化解值的结构模型图如图 11-9。

增列教师投入调节变量的模型图

在上述班级效能的初始模型图中，研究者主要假设为"班级支持系统可以有效预测

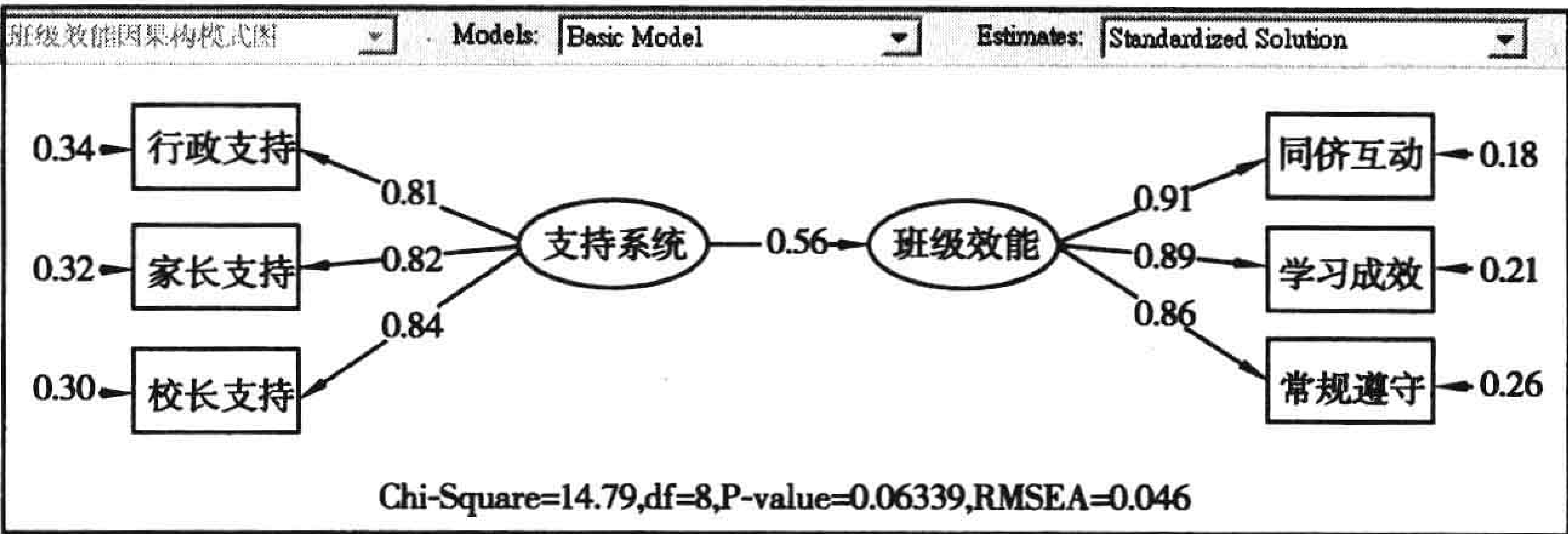


图 11-9

班级效能”,此项假设检验经统计检验结果获得支持。研究者在参阅相关文献后,认为教师投入的程度,会同时影响到班级支持系统与班级效能的高低,因而将教师投入变量也纳入模型图中,此时,教师投入变量为一个调节变量(moderator),模型的主要假设为:“班级支持系统可以有效预测班级效能,但是其影响程度会显著受到教师投入变量的影响。”增加调节变量的假设模型如图 11-10。

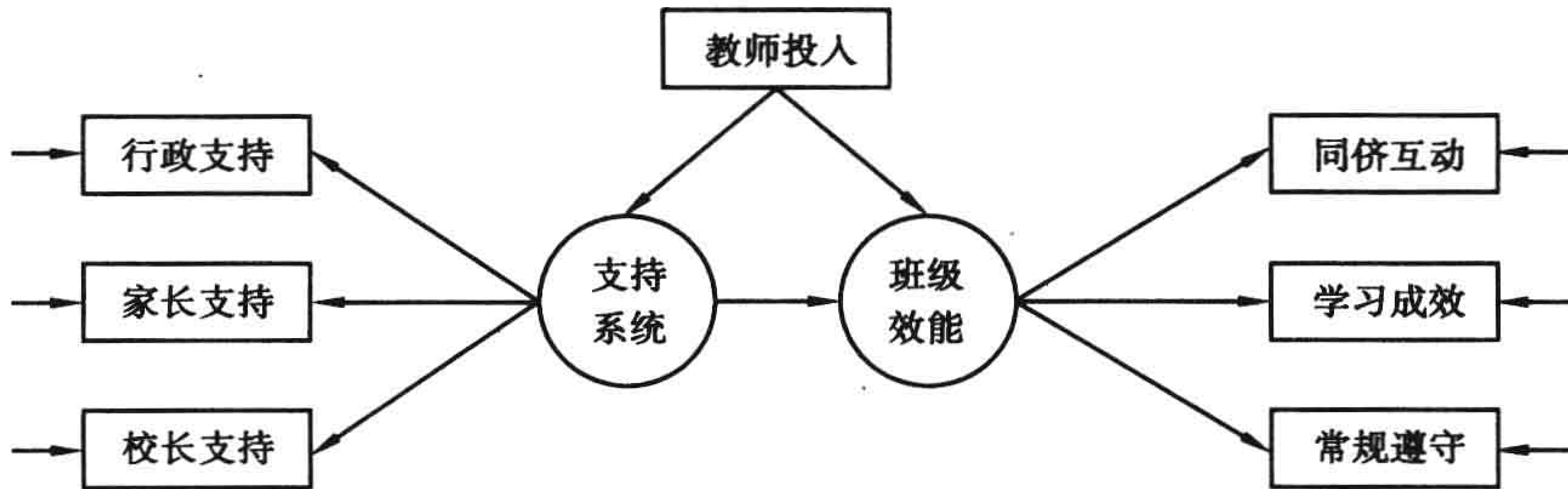


图 11-10

上述假设模型图中,教师投入为外衍测量变量(ε),而支持系统、班级效能为两个内衍潜在变量(η_1、η_2),两个内衍潜在变量各有三个测量指标变量,两个内衍潜在变量间的路径系数为 BETA,教师投入变量对两个内衍潜在变量间的路径系数为 GAMMA。教师投入测量指标变量与潜在变量支持系统、班级效能间关系为一种“形成性指标”(formative indicators),教师投入变量为“成因变量”,而两个潜在变量为“结果变量”,此种关系可称之为潜在变量路径分析(path analysis with latent variables,简称 PA-LV),是一种路径分析的混合分析。

语法程序

```
Title 班级效能因果结构模型图
Observed  Variables:
同侪互动  学习成效  常规遵守  行政支持  家长支持  校长支持  教师投入
Covariance  Matrix:
1.46
1.87  3.65
1.93  2.94  4.20
0.79  1.36  1.57  3.50
1.03  1.71  1.87  2.54  4.12
1.00  1.65  1.95  2.72  2.91  4.45
```

```
1.04  1.70  1.82  1.52  1.96  1.72  6.45
Sample Size: 400
Latent Variables: 班级效能  支持系统
Relationships:
同侪互动  学习成效  常规遵守 = 班级效能
行政支持  家长支持  校长支持 = 支持系统
Paths:
支持系统→班级效能
教师投入→支持系统  班级效能
Path Diagram
Options: SC RS EF MI ND = 2
End of Problem
```

结果报表

```
班级效能因果结构模型图
Number of Iterations = 5
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
         Measurement Equations
同侪互动 = 1.10 * 班级效能,Errorvar. = 0.26,R² = 0.82
                                    (0.033)
                                     7.88
学习成效 = 1.69 * 班级效能,Errorvar. =0.78,R² = 0.79
          (0.068)                   (0.086)
          25.05                      9.12
常规遵守 = 1.76 * 班级效能,Errorvar. =1.11,R² = 0.74
          (0.074)                   (0.11)
          23.69                     10.44
行政支持 = 1.52 * 支持系统,Errorvar. =1.19,R² = 0.66
                                    (0.12)
                                     9.83
家长支持 = 1.68 * 支持系统,Errorvar. =1.30,R² = 0.68
          (0.097)                   (0.14)
          17.34                      9.32
校长支持 = 1.76 * 支持系统,Errorvar. = 1.37,R² = 0.69
          (0.10)                     (0.15)
          17.42                       9.14
         Structural Equations
班级效能 =0.48 * 支持系统 +0.075 * 教师投入,Errorvar. =0.66,R² = 0.34
         (0.057)         (0.020)                 (0.062)
          8.44            3.84                   10.60
支持系统 =0.16 * 教师投入,Errorvar. = 0.83,R² = 0.17
         (0.020)                  (0.091)
          7.99                     9.14
```

【说明】

以上数据为六个测量方程与两个结构方程,八个方程中的误差变异量全部为正数,各参数估计值的标准误很小,表示没有违反模型基本估计原则,所有估计的参数均达到

显著。两个潜在变量的三个测量指标变量之 R^2 值均在 0.60 以上,表示外显变量的个别信度佳,可以有效反映出其相对应潜在变量的构念。两个结构方程中,外衍潜在变量与调节变量的回归系数均达显著,表示教师投入变量对于班级效能、支持系统两个潜在变量均具有显著的解释力,表示其调节作用是显著的。教师投入变量对支持系统的预测力为 17%;而教师投入、支持系统两个变量对班级效能的联合预测力为 34%。两个结构方程中,教师投入变量的回归系数均为正数,表示教师投入愈多,对于班级支持系统及班级效能愈有正向的影响。

```
Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 12
Minimum Fit Function Chi-Square = 17.61 (P = 0.13)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 17.83 (P = 0.12)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 5.83
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0; 21.29)
Minimum Fit Function Value = 0.044
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.015
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0; 0.053)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.035
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0; 0.067)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.75
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.12
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.11; 0.16)
ECVI for Saturated Model = 0.14
ECVI for Independence Model = 5.49
Chi-Square for Independence Model with 21 Degrees of Freedom = 2176.20
Independence AIC = 2190.20
Model AIC = 49.83
Saturated AIC = 56.00
Independence CAIC = 2225.14
Model CAIC = 129.69
Saturated CAIC = 195.76
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.57
Comparative Fit Index(CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.99
Critical N (CN) = 594.92
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.090
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.99
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.97
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.42
```

【说明】

整体模型适配度的指标值中,自由度等于 12,χ^2 值等于 17.83,显著性检验的概率值 $p = 0.12 > 0.05$,接受虚无假设,表示假设模型与观察数据可以适配。在其他模型适配度的指标值检验中,除 RMR 值(=0.09)、PGFI(=0.42)值未达显著外,其余指标值均达

到模型可以适配的标准，整体而言，研究者所提之支持系统与班级效能的假设模型图与实际数据的契合度佳。

Summary Statistics for Fitted Residuals
Smallest Fitted Residual = -0.14
Median Fitted Residual = 0.00
Largest Fitted Residual = 0.23
Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = -2.76
Median Standardized Residual = 0.00
Largest Standardized Residual = 2.48

【说明】

以上为协方差适配残差矩阵统计量，最小协方差适配残差值为 -0.14，最大协方差适配残差值为0.23，而最小的标准化残差值为 -2.76，最大的标准化残差值为2.48，由于标准化残差值的绝对值有大于2.58 者，表示模型内有部分叙列误差存在。

班级效能因果结构模型图
Completely Standardized Solution

LAMBDA-Y

	班级效能	支持系统
同侪互动	0.91	- -
学习成效	0.89	- -
常规遵守	0.86	- -
行政支持	- -	0.81
家长支持	- -	0.83
校长支持	- -	0.83

BETA

	班级效能	支持系统
班级效能	- -	0.48
支持系统	- -	- -

GAMMA

	教师投入
班级效能	0.19
支持系统	0.41

Correlation Matrix of ETA and KSI

	班级效能	支持系统	教师投入
班级效能	1.00		
支持系统	0.56	1.00	
教师投入	0.39	0.41	1.00

PSI
Note: This matrix is diagonal

班级效能	支持系统
0.66	0.83

THETA-EPS

同侪互动	学习成效	常规遵守	行政支持	家长支持
0.18	0.21	0.26	0.34	0.32

【说明】

以上数据为完全标准化解值的数据，根据此表中的数据可以绘出下列参数估计标准化估计值的模型图。THETA-EPS 为内衍潜在变量班级效能、支持系统六个指标变量的测量误差（调节模型中，教师投入为外衍潜在变量，班级效能、支持系统为内衍潜在变量，因而六个测量指标均为 Y 变量，其测量误差为 ε）。

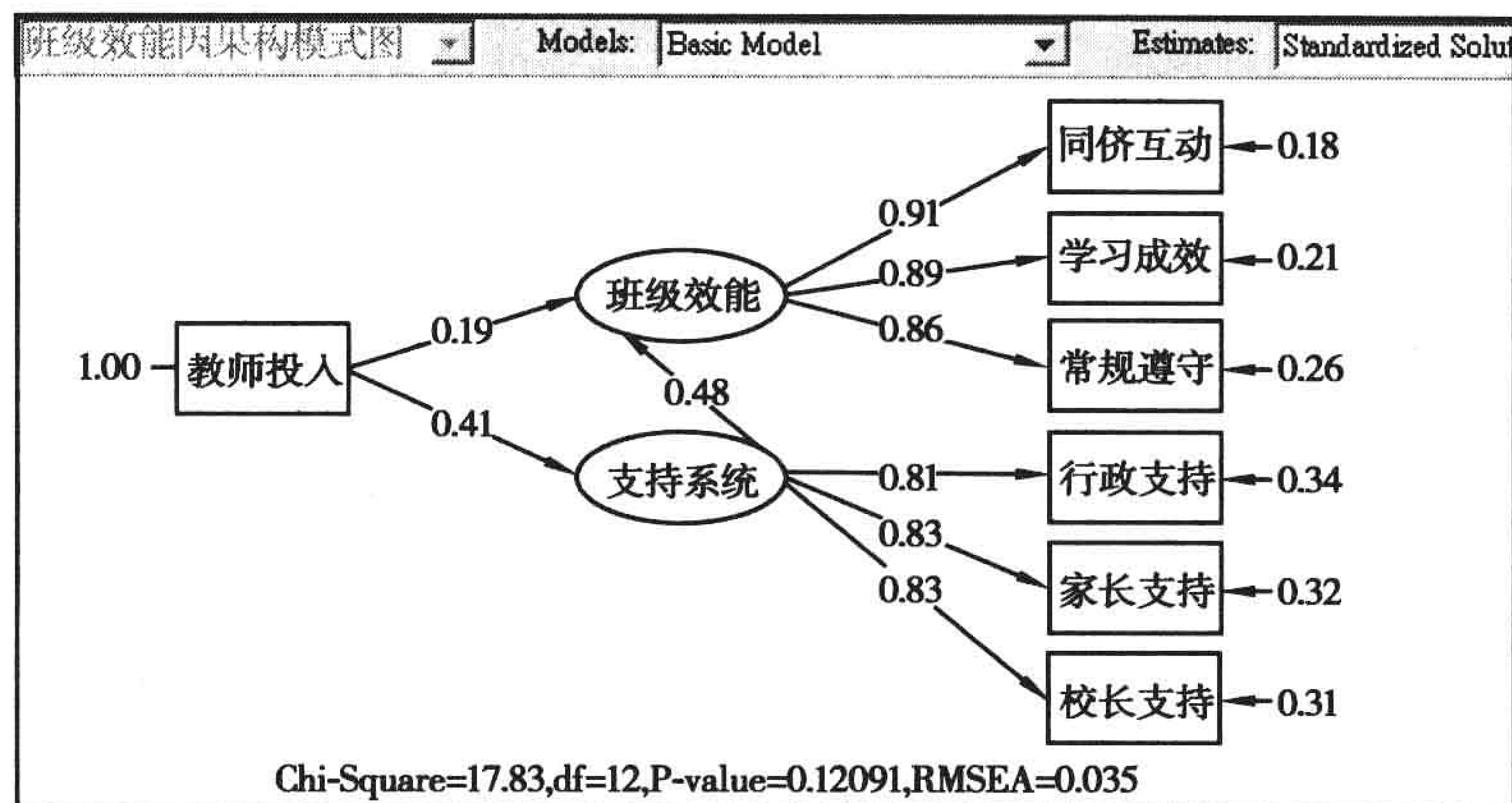


图 11-11

调节回归模型的修正

研究者进一步根据经验法则认为潜在变量班级效能的测量指标变量同侪互动与学习成效的测量误差间可能有共变关系，两个指标变量的测量误差值间有某种程度的相关，因而将其测量误差值设定为有相关，在语法程序新增下列指令：

Set Error Covariance of 同侪互动 and 学习成效 Free

修正后的调节回归模型的假设模型图如图 11-12：

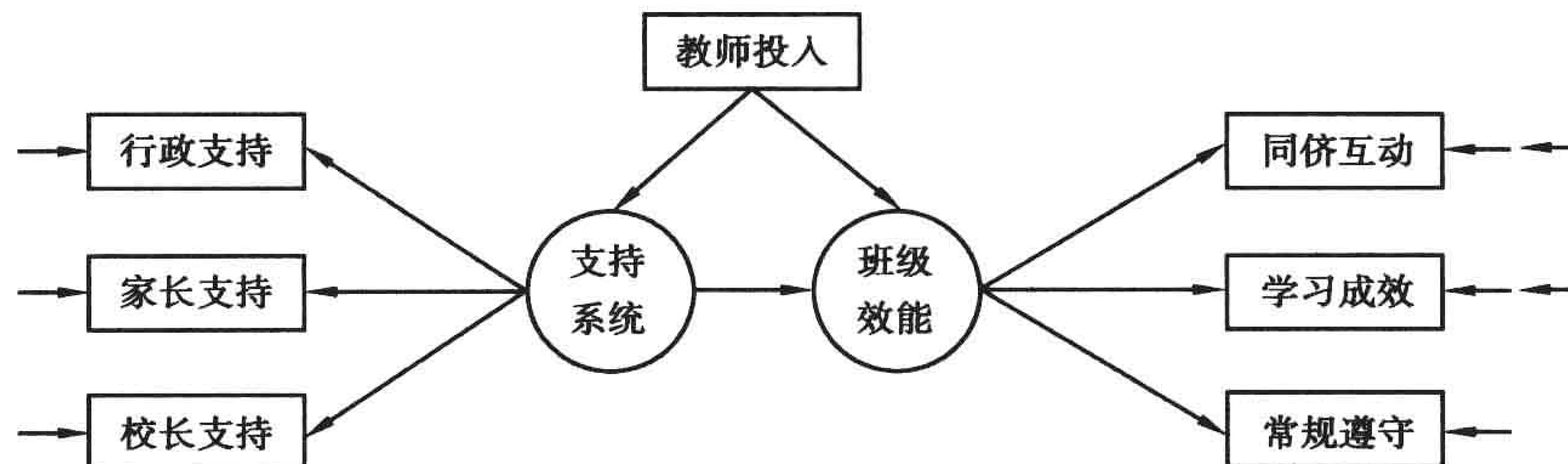


图 11-12

语法程序

```
Title 班级效能因果结构模型图
Observed  Variables:
同侪互动  学习成效  常规遵守  行政支持  家长支持  校长支持  教师投入
Covariance  Matrix:
1.46
1.87  3.65
1.93  2.94  4.20
0.79  1.36  1.57  3.50
1.03  1.71  1.87  2.54  4.12
1.00  1.65  1.95  2.72  2.91  4.45
1.04  1.70  1.82  1.52  1.96  1.72  6.45
Sample Size: 400
Latent Variables: 班级效能  支持系统
Relationships:
同侪互动  学习成效  常规遵守 = 班级效能
行政支持  家长支持  校长支持 = 支持系统
Paths:
支持系统→班级效能
教师投入→支持系统  班级效能
Set Error Covariance of 同侪互动 and 学习成效 Free
Path Diagram
Options: SC RS EF MI ND = 2
End of Problem
```

结果报表

```
班级效能因果结构模型图
Number of Iterations  =  7
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
同侪互动 = 1.03 * 班级效能,Errorvar. = 0.39,R² = 0.73
                                     (0.063)
                                      6.28
学习成效 =1.59 * 班级效能,Errorvar. =1.13,R² = 0.69
          (0.063)                   (0.16)
          24.99                      7.17
常规遵守 = 1.86 * 班级效能,Errorvar. =0.73,R² = 0.83
           (0.12)                    (0.18)
           15.91                      3.97
行政支持 = 1.52 * 支持系统,Errorvar. =1.19,R² = 0.66
                                     (0.12)
                                      9.84
家长支持 = 1.68 * 支持系统,Errorvar. =1.31,R² = 0.68
           (0.097)                   (0.14)
           17.34                      9.40
校长支持 =1.76 * 支持系统,Errorvar. =1.36,R² = 0.69
```

```
          (0.10)                         (0.15)
          17.47                          9.12
Error Covariance for 学习成效 and 同侪互动 =0.23
                                              (0.091)
                                              2.56

        Structural Equations
班级效能 = 0.50 * 支持系统 + 0.074 * 教师投入,Errorvar. =0.64,R² = 0.36
          (0.060)          (0.020)                     (0.072)
          8.40             3.72                        8.84
支持系统 =0.16 * 教师投入,Errorvar. =0.83,R² = 0.17
          (0.020)                        (0.091)
          7.98                           9.15
```

【说明】

研究者将同侪互动与学习成效的测量误差设定为共变关系，此关连性反映的 t 值等于 2.56，估计值为 0.23，估计标准误为 0.091，达到显著水平。教师投入变量可以有效解释支持系统 17% 的变异量；而教师投入与支持系统可以共同解释班级效能 36% 的变异量。

此外所有估计的参数也均达显著水平。LISREL 绘制之 t 值因果模型图如图 11-13。

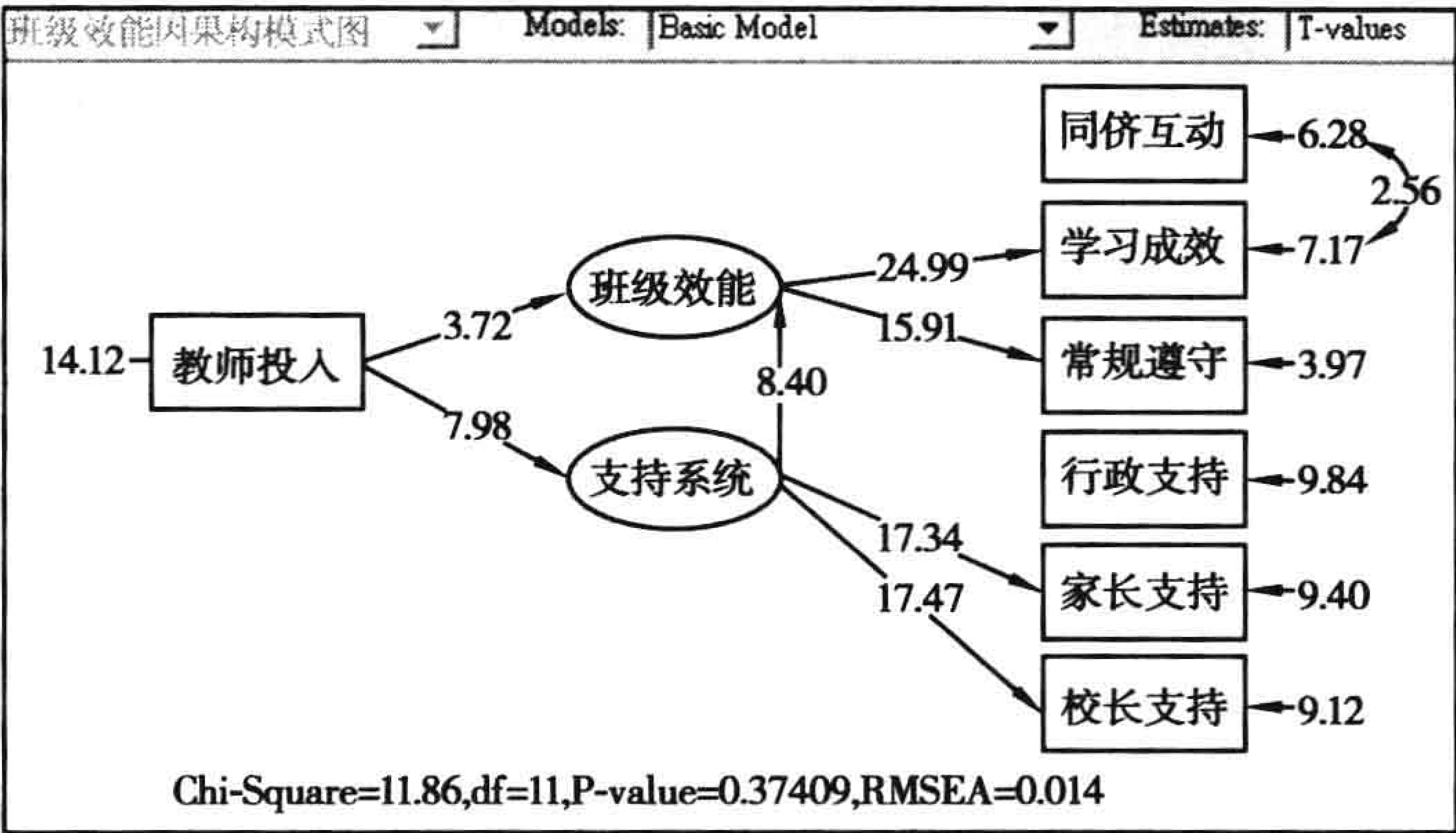


图 11-13

```
Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 11
Minimum Fit Function Chi-Square = 11.47 (P = 0.40)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 11.86 (P = 0.37)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.86
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0; 13.49)
Minimum Fit Function Value = 0.029
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0022
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0; 0.034)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.014
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0; 0.055)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.91
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.11
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.11; 0.15)
```

ECVI for Saturated Model = 0.14
ECVI for Independence Model = 5.49
Chi-Square for Independence Model with 21 Degrees of Freedom = 2176.20
Independence AIC = 2190.20
Model AIC = 45.86
Saturated AIC = 56.00
Independence CAIC = 2225.14
Model CAIC = 130.72
Saturated CAIC = 195.76
Normed Fit Index (NFI) = 0.99
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.52
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.99
Critical N (CN) = 860.79
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.071
Standardized RMR = 0.018
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.99
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.98
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.39

【说明】

修正后的调节模型图，与原先模型图比较之下，χ^2 值由 17.83 降为 11.86（p = 0.37 >0.05），RMSEA 值由 0.035 降为 0.014，而 NCP 指标值由 5.83 降为 0.86，显示修正后的假设模型图与观察数据的适配情形更佳。

调节回归模型修正前后主要适配度统计量比较如下：

表 11-1

适配度指标值	χ^2(p)	RMSEA	SRMR	AGFI	ECVI	AIC	CAIC	NCP
修正前 (df = 12)	17.83 (p = .12)	.035	.023	.97	.12	49.83	129.69	5.83
修正后 (df = 11)	11.86 (p = 0.37)	.014	.018	.98	.11	45.86	130.72	.86

Summary Statistics for Fitted Residuals
Smallest Fitted Residual = −0.12
Median Fitted Residual = 0.00
Largest Fitted Residual = 0.20
Summary Statistics for Standardized Residuals
Smallest Standardized Residual = −2.33
Median Standardized Residual = 0.00
Largest Standardized Residual = 1.97

【说明】

修正后模型图的标准化残差值最大者为 1.97，最小值为 –2.33，其绝对值均没有大于2.58 者。

Completely Standardized Solution

LAMBDA-Y

	班级效能	支持系统
同侪互动	0.85	- -
学习成效	0.83	- -
常规遵守	0.91	- -
行政支持	- -	0.81
家长支持	- -	0.83
校长支持	- -	0.83

BETA

	班级效能	支持系统
班级效能	- -	0.50
支持系统	- -	- -

GAMMA

	教师投入
班级效能	0.19
支持系统	0.41

Correlation Matrix of ETA and KSI

	班级效能	支持系统	教师投入
班级效能	1.00		
支持系统	0.58	1.00	
教师投入	0.39	0.41	1.00

PSI

Note: This matrix is diagonal.

班级效能	支持系统
0.64	0.83

THETA-EPS

	同侪互动	学习成效	常规遵守	行政支持	家长支持	校长支持
同侪互动	0.27					
学习成效	0.10	0.31				
常规遵守	- -	- -	0.17			
行政支持	- -	- -	- -	0.34		
家长支持	- -	- -	- -	- -	0.32	
校长支持	- -	- -	- -	- -	- -	0.31

【说明】

GAMMA 行中的数据显示教师投入对班级效能的回归系数为 0.19，而对支持系统直

接影响的路径系数为0.41,其影响均为正向,表示教师投入愈多,班级效能愈佳、班级支持系统愈多。而支持系统对班级效能直接影响的路径系数为0.50,显示班级支持系统愈多,班级效能的成效愈佳。THETA-EPS为内衍潜在变量六个测量指标变量的测量误差值。与模型修正前相较之下,支持系统对班级效能的路径系数由0.48变为0.50。

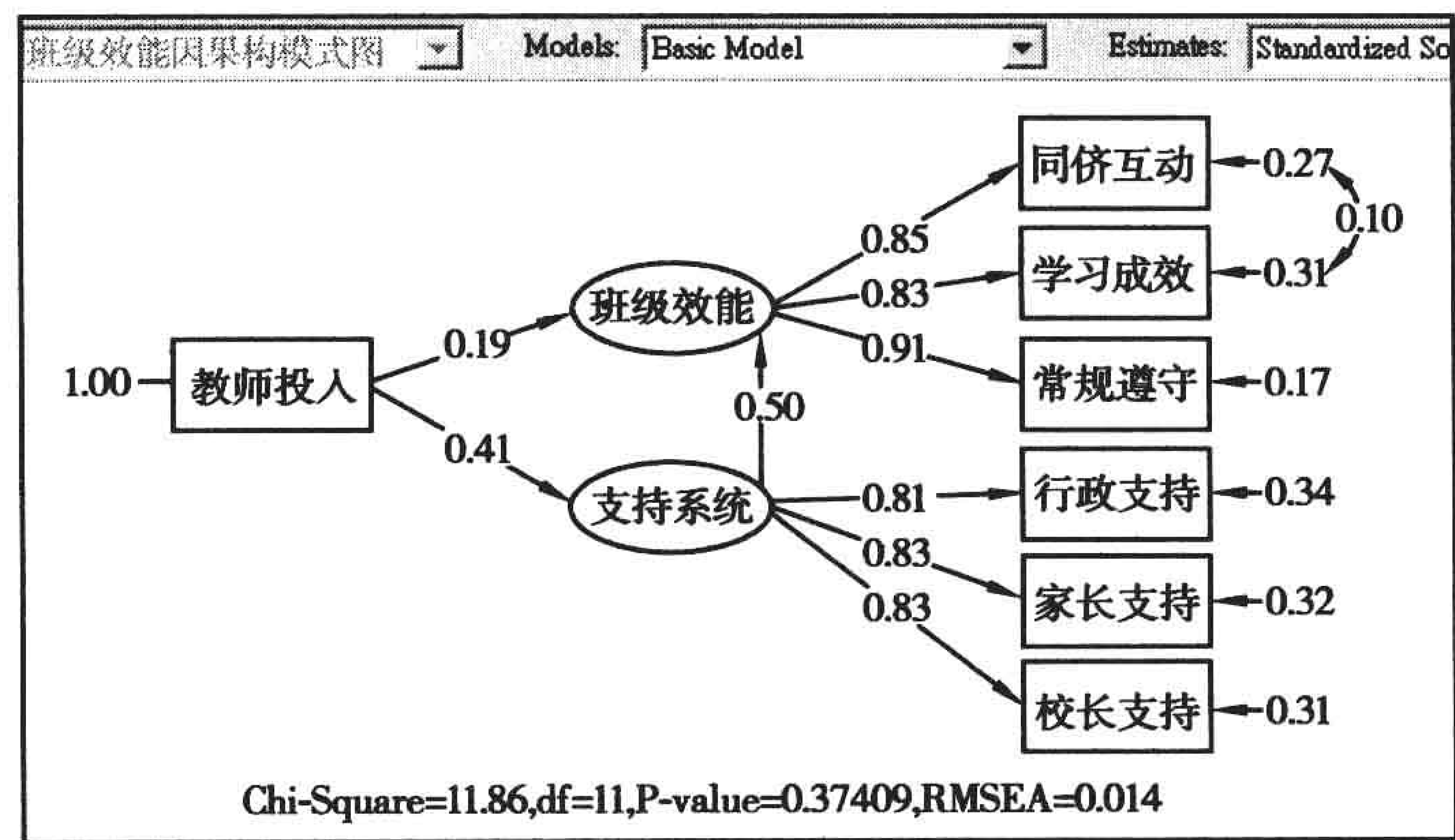


图 11-14

11.3　多群组样本测量模型分析

在一份高中“科学素养量表”中,研究者从四个测量指标变量来建构,其中两个构念因素(潜在变量)为数学素养、电脑素养,数学素养潜在变量的两个指标变量为数学成就与数学态度,而电脑素养潜在变量的两个指标变量为电脑成就与电脑态度,为验证科学素养量表的合理性,研究者分别抽取400位高中男生与450位高中女生为样本,采取多群组样本结构分析法,验证量表的测量模型是否可适配高中男生群体,及高中女生群体。

第一群组(男生样本)的测量模型图如图11-15。

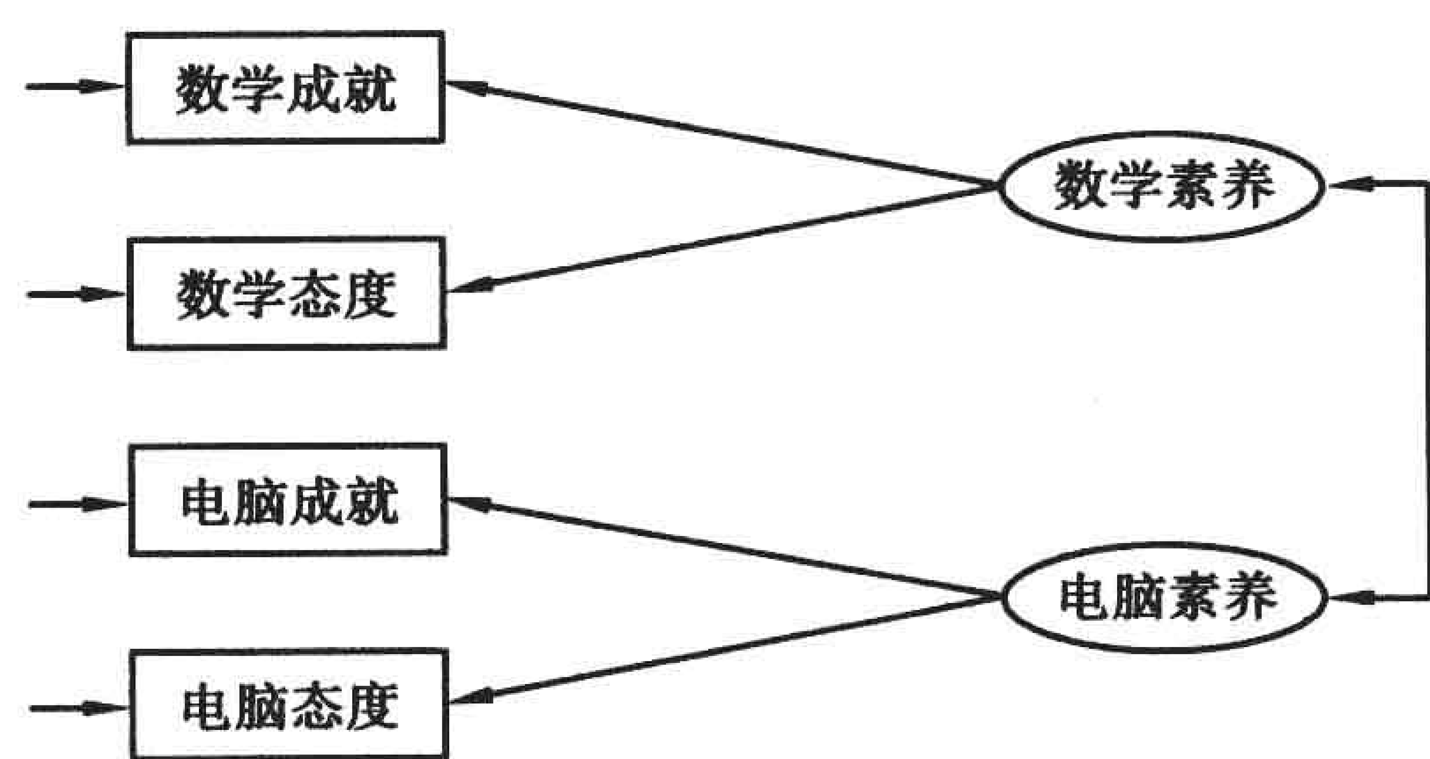


图 11-15

第二群组(女生样本)的测量模型图如图11-16。

语法程序

```
Group1:第一群组男生群体
Observed  Variables
数学成就  数学态度  电脑成就  电脑态度
```

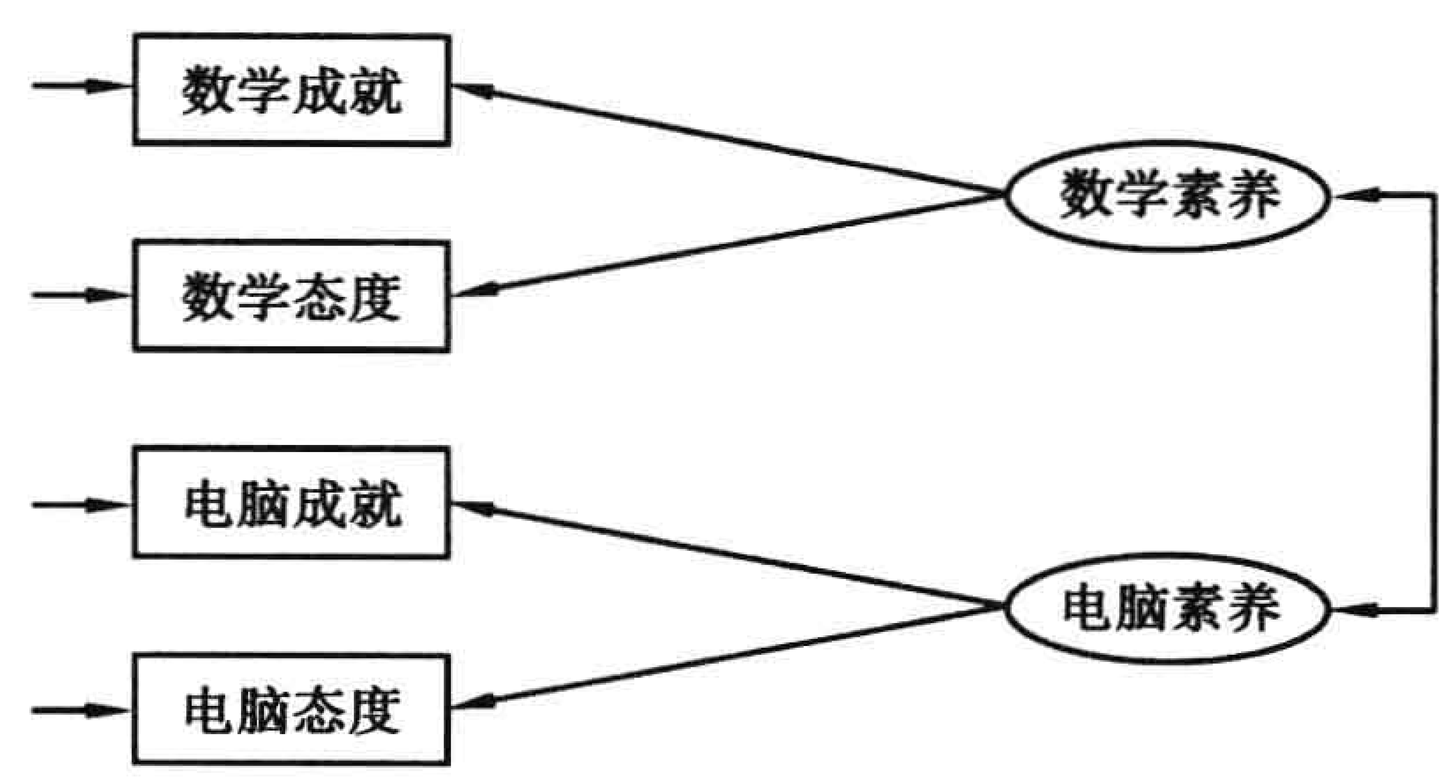


图 11-16

```
Covariances Matrix:
65.383
70.983 110.237
41.711 52.765 62.585
30.217 37.489 37.394 34.296
Sample Size = 400
Latent Variables:
数学素养 电脑素养
Relationships:
数学成就 数学态度 = 数学素养
电脑成就 电脑态度 = 电脑素养
Group2: 第二群组女生群体
Covariance Matrix:
67.899
72.302 107.330
40.550 53.348 63.204
29.977 38.886 39.262 35.403
Sample Size = 450
Path Diagram
Options: SC AD = 2 IT = 100
End of Problem
```

【说明】

第二个群组没有陈述潜在变量与指标变量的关系,表示第二个群组的测量模型与第一个群组的测量模型是相同的,此种设定可以检验两个群组的测量模型是否相等,若是研究者认为两个群组的测量模型不相等,则两个群组的测量模型要分开界定(如有结构模型,结构模型也可分开界定)。

报表结果

```
Group1: 第一群组男生群体
        Covariance Matrix
```

	数学成就	数学态度	电脑成就	电脑态度
	----------	----------	----------	----------
数学成就	65.38			
数学态度	70.98	110.24		
电脑成就	41.71	52.77	62.59	
电脑态度	30.22	37.49	37.39	34.30

Group2：第二群组女生群体

Covariance Matrix

	数学成就	数学态度	电脑成就	电脑态度
	----------	----------	----------	----------
数学成就	67.90			
数学态度	72.30	107.33		
电脑成就	40.55	53.35	63.20	
电脑态度	29.98	38.89	39.26	35.40

【说明】

以上数据为两个群体的协方差矩阵。若是两个群组的协方差矩阵的差异愈小,则假设的测量模型愈能同时适配于两个群组。

Group1：第一群组男生群体

Number of Iterations = 4

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

Measurement Equations

数学成就 = 7.48 * 数学素养,Errorvar. =10.82,R^2 = 0.84
(0.23)　　(1.30)
32.78　　8.33

数学态度 =9.59 * 数学素养,Errorvar. = 16.77,R^2 = 0.85
(0.29)　　(2.12)
33.01　　7.92

电脑成就 =7.27 * 电脑素养,Errorvar. = 10.05,R^2 = 0.84
(0.22)　　(1.31)
32.53　　7.69

电脑态度 =5.28 * 电脑素养,Errorvar. = 7.01,R^2 = 0.80
(0.17)　　(0.72)
31.35　　9.69

【说明】

以上为第一个群组的测量模型,四个测量模型的 R^2 分别为0.84,0.85,0.84,0.80,测量指标变量个别信度值甚佳。

Group Goodness of Fit Statistics

Contribution to Chi-Square = 3.75

Percentage Contribution to Chi-Square = 53.31

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.85

Standardized RMR = 0.013

Goodness of Fit Index (GFI) = 1.00

【说明】

以上为第一群组适配度统计量,第一个群组(男生样本)对卡方值的贡献为3.75,卡方值贡献的百分比为53.31%,RMR值等于0.85、SRMR值 = 0.013、GFI值 =1.00,达到

完全适配的程度。

```
Group1：第一群组男生群体
Within Group Completely Standardized Solution
          LAMBDA-X
          数学素养   电脑素养
          --------   --------
数学成就    0.92       - -
数学态度    0.92       - -
电脑成就    - -        0.92
电脑态度    - -        0.89
          PHI
          数学素养   电脑素养
          --------   --------
数学素养    1.00
电脑素养    0.76       1.00
          THETA-DELTA
          数学成就   数学态度   电脑成就   电脑态度
          --------   --------   --------   --------
            0.16       0.15       0.16       0.20
```

【说明】

以上为第一个群组内（男生样本）最终完全标准化解值的数据。四个测量指标变量的因素负荷量分别为0.92,0.92,0.92,0.89。数学素养与电脑素养潜在变量构念间的相关为0.76,四个测量指标变量的误差值分别为0.16,0.15,0.16,0.20。

```
Group2：第二群组女生群体
Number of Iterations = 4
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
        Measurement Equations
数学成就 = 7.48 * 数学素养,Errorvar. = 10.82, R² = 0.84
          (0.23)                        (1.30)
          32.78                          8.33
数学态度 = 9.59 * 数学素养,Errorvar. = 16.77, R² = 0.85
          (0.29)                        (2.12)
          33.01                          7.92
电脑成就 = 7.27 * 电脑素养,Errorvar. = 10.05,R² = 0.84
          (0.22)                        (1.31)
          32.53                          7.69
电脑态度 = 5.28 * 电脑素养,Errorvar. =7.01,R² = 0.80
          (0.17)                      (0.72)
          31.35                        9.69
```

【说明】

以上为第二个群组（女生样本）的测量方程式。第二个群组的测量方程与第一个群组的测量方程中回归系数均相同,可见就两个不同群组样本而言,四个测量模型（回归方程）呈现相等的结果。也就是两个群体的协方差矩阵十分接近。两个群组的测量模型若是相等,且能呈现完美适配,表示采取严格限制的策略。若是两个群组的测量模型相等

检验无法获得支持，此时研究者应采取宽松限制策略，改检验两个群组的测量模型是否平行，模型估计时让两个群组的测量模型各自估计，不必限定测量模型相等，此外，也可加入一个常数项，让两个测量模型各自估计其路径。

```
Group2：第二群组女生群体
Within Group Completely Standardized Solution
        LAMBDA-X
          数学素养  电脑素养
          --------  --------
数学成就    0.92      - -
数学态度    0.92      - -
电脑成就    - -       0.92
电脑态度    - -       0.89
        PHI
          数学素养  电脑素养
          --------  --------
数学素养    1.00
电脑素养    0.76      1.00
        THETA-DELTA
          数学成就  数学态度  电脑成就  电脑态度
          --------  --------  --------  --------
            0.16      0.15      0.16      0.20
```

【说明】

以上为第二个群组内(女生样本)最终完全标准化解值的数据。其中 LAMBDA-X 的值(因素负荷量)等于第一个群组内(男生样本)最终完全标准化解值。由于两个群体协方差矩阵可以共同估计一个最终完全标准化解值(Common Metric Completely Standardized Solution)，表示两个样本的测量模型相等。

```
Group Goodness of Fit Statistics
Contribution to Chi-Square = 3.29
Percentage Contribution to Chi-Square = 46.69
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.76
Standardized RMR = 0.012
Goodness of Fit Index (GFI) = 1.00
```

【说明】

以上为第二群组适配度统计量，第二个群组(女生样本)对卡方值的贡献为 3.294，卡方值贡献的百分比为 46.69% (=1.5331)，RMR 值 =0.76、SRMR 值 = 0.012、GFI 值 = 1.00，达到完全适配的程度。原始报表中第二群组适配度统计量的位置呈现于整体适配统计指标的下方，此处为便于说明，将数据向上移。由于科学素养量表的测量模型与男生群组之观察样本可以适配，此外，与女生群组之观察样本也可以适配，表示此测量模型可同时适配于男、女生的群体数据。

```
Global Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 11
Minimum Fit Function Chi-Square = 7.04 (P = 0.80)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 7.04 (P = 0.80)
```

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0; 5.21)
Minimum Fit Function Value = 0.0083
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0; 0.0061)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0; 0.033)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.99
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.034
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.034; 0.040)
ECVI for Saturated Model = 0.024
ECVI for Independence Model = 2.98
Chi-Square for Independence Model with 12 Degrees of Freedom = 2518.64
Independence AIC = 2534.64
Model AIC = 25.04
Saturated AIC = 40.00
Independence CAIC = 2580.61
Model CAIC = 76.75
Saturated CAIC = 154.90
Normed Fit Index (NFI) = 1.00
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.91
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 1.00
Critical N (CN) = 2979.87

【说明】

以上为整体模型适配度统计量(Global Goodness of Fit Statistics)的检验,卡方值等于7.04、显著性检验概率值 $p = 0.795 > 0.05$,接受虚无假设。RMSEA 值等于 0.000,其余所有适配度指标均呈现多样本群组的假设模型与观察数据适配良好;如 NFI 值 =1.00、NNFI 值 =1.00、PNFI 值 =0.91、CFI 值 =1.00、IFI 值 =1.00、RFI 值 =1.00、CN 值 =2979.87,均达到模型适配理想的标准。其 NCP 值 =0.00、ECVI 值 =0.034,表示测量模型的复核效化检验良好。

两个群组最终标准化解值模型图如图 11-17。

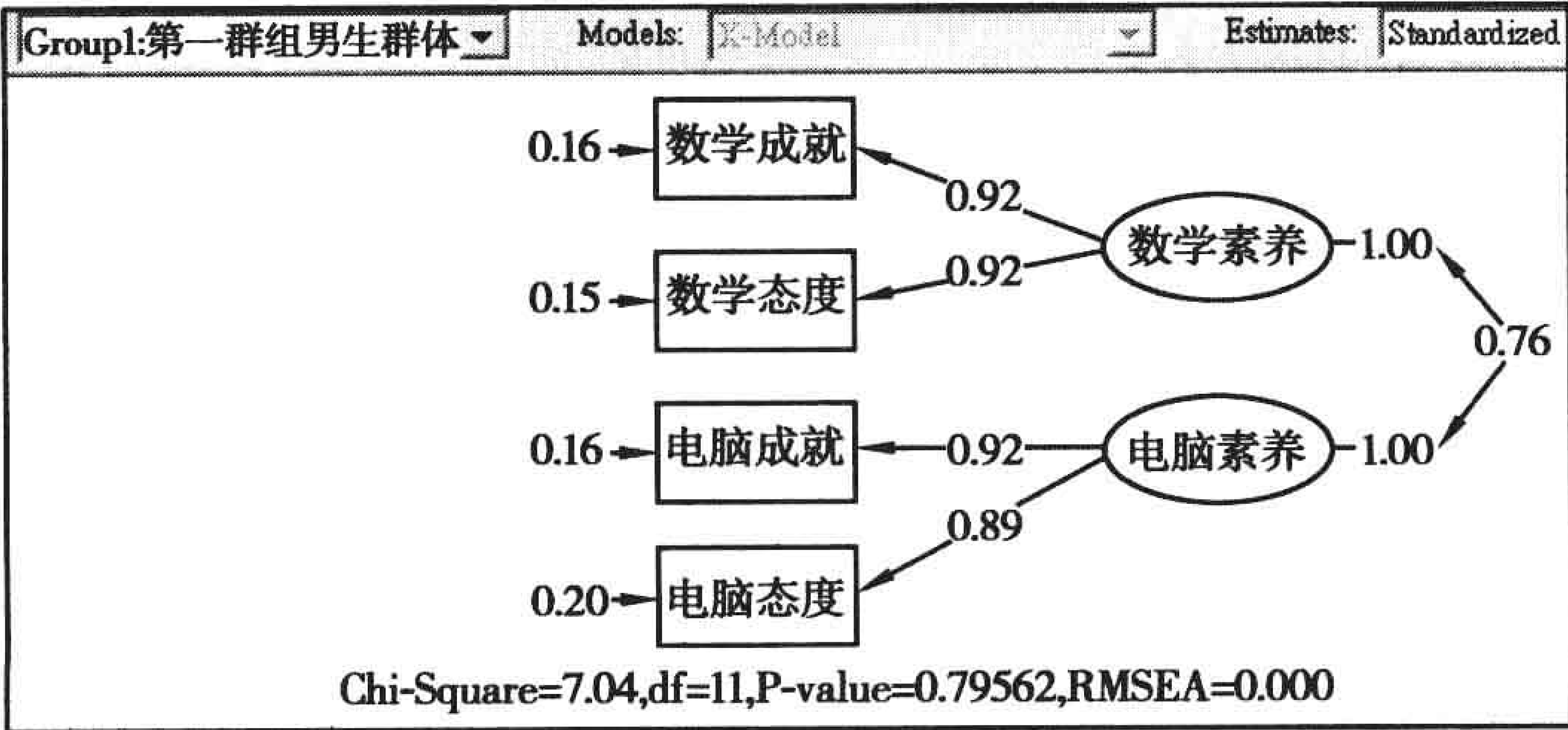


图 11-17

群组采取宽松限制策略

语法程序

```
Group1：第一群组男生群体
Observed  Variables
数学成就  数学态度  电脑成就  电脑态度
Covariances  Matrix：
65.383
70.983  110.237
41.711  52.765  62.585
30.217  37.489  37.394  34.296
SampleSize = 400
Latent Variables：
数学素养  电脑素养
Relationships：
数学成就  数学态度 = 数学素养
电脑成就  电脑态度 = 电脑素养
Group2：第二群组女生群体
Covariance Matrix：
67.899
72.302  107.330
40.550  53.348  63.204
29.977  38.886  39.262  35.403
Sample Size = 450
Relationships：
数学成就  数学态度 = 数学素养
电脑成就  电脑态度 = 电脑素养
Path Diagram
Options：SC AD = 2 IT = 100
End of Problem
```

【说明】

第二个群组测量模型由其自由估计，不必限制于第一个群组相等，因而增列第二个群组测量模型的关系。

```
Group1：第一群组男生群体
Number of Iterations = 5
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
          Measurement Equations
数学成就 = 7.36 * 数学素养，Errorvar. = 10.80，R² = 0.83
          (0.31)                        (1.30)
          23.76                          8.32
数学态度 = 9.59 * 数学素养，Errorvar. = 16.77，R² = 0.85
          (0.40)                        (2.12)
          24.08                          7.93
电脑成就 = 7.20 * 电脑素养，Errorvar. = 10.03，R² = 0.84
          (0.30)                        (1.31)
```

23.70　　　　　　　　7.68
电脑态度 = 5.18 * 电脑素养,Errorvar. = 7.02,R^2 = 0.79
(0.23)　　　　　　　(0.72)
22.58　　　　　　　　9.70
Group2：第二群组女生群体
Number of Iterations = 5
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
Measurement Equations
数学成就 = 7.59 * 数学素养,Errorvar. = 10.80,R^2 = 0.84
(0.30)　　　　　　　(1.30)
25.31　　　　　　　　8.32
数学态度 = 9.59 * 数学素养,Errorvar. = 16.77,R^2 = 0.85
(0.38)　　　　　　　(2.12)
25.40　　　　　　　　7.93
电脑成就 = 7.34 * 电脑素养,Errorvar. = 10.03,R^2 = 0.84
(0.29)　　　　　　　(1.31)
25.19　　　　　　　　7.68
电脑态度 = 5.37 * 电脑素养,Errorvar. =7.02,R^2 = 0.80
(0.22)　　　　　　　(0.72)
24.19　　　　　　　　9.70

【说明】

上述两个群体中的四个测量模型(回归方程)并不相等,表示两个群组的测量模型并不是相等关系,但个别相对应的测量模型十分接近,其中回归系数与 R^2 的差异甚小,表示两个群组的协方差矩阵十分接近。

Group Goodness of Fit Statistics
Contribution to Chi-Square = 3.26
Percentage Contribution to Chi-Square = 53.42
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.88
Standardized RMR = 0.014
Goodness of Fit Index (GFI) = 1.00

【说明】

以上为第一群组适配度统计量,第一个群组(男生样本)对卡方值的贡献为3.26,卡方值贡献的百分比为53.42%,RMR值=0.88、SRMR值 = 0.014、GFI值=1.00,达到完全适配的程度。

Group Goodness of Fit Statistics
Contribution to Chi-Square = 2.84
Percentage Contribution to Chi-Square = 46.58
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.81
Standardized RMR = 0.012
Goodness of Fit Index (GFI) = 1.00

【说明】

以上为第二群组适配度统计量,第二个群组(女生样本)对卡方值的贡献为2.84,卡方值贡献的百分比为46.58%(1.5342),RMR值=0.81、SRMR值 = 0.012、GFI值 = 1.00,达到完全适配的程度。

整体适配度的卡方值等于6.13,显著性概率值 $p = 0.525 > 0.05$,接受虚无假设;而

RMSEA 值等于 0.000，表示模型适配情形良好。显示研究者所提的“高中生科学素养量表”测量模型与高中男生群体数据可以适配，也与高中女生群体数据可以适配，其复核效化检验理想。

第一群组男生群体最终标准化解值的结构模型图如图 11-18。

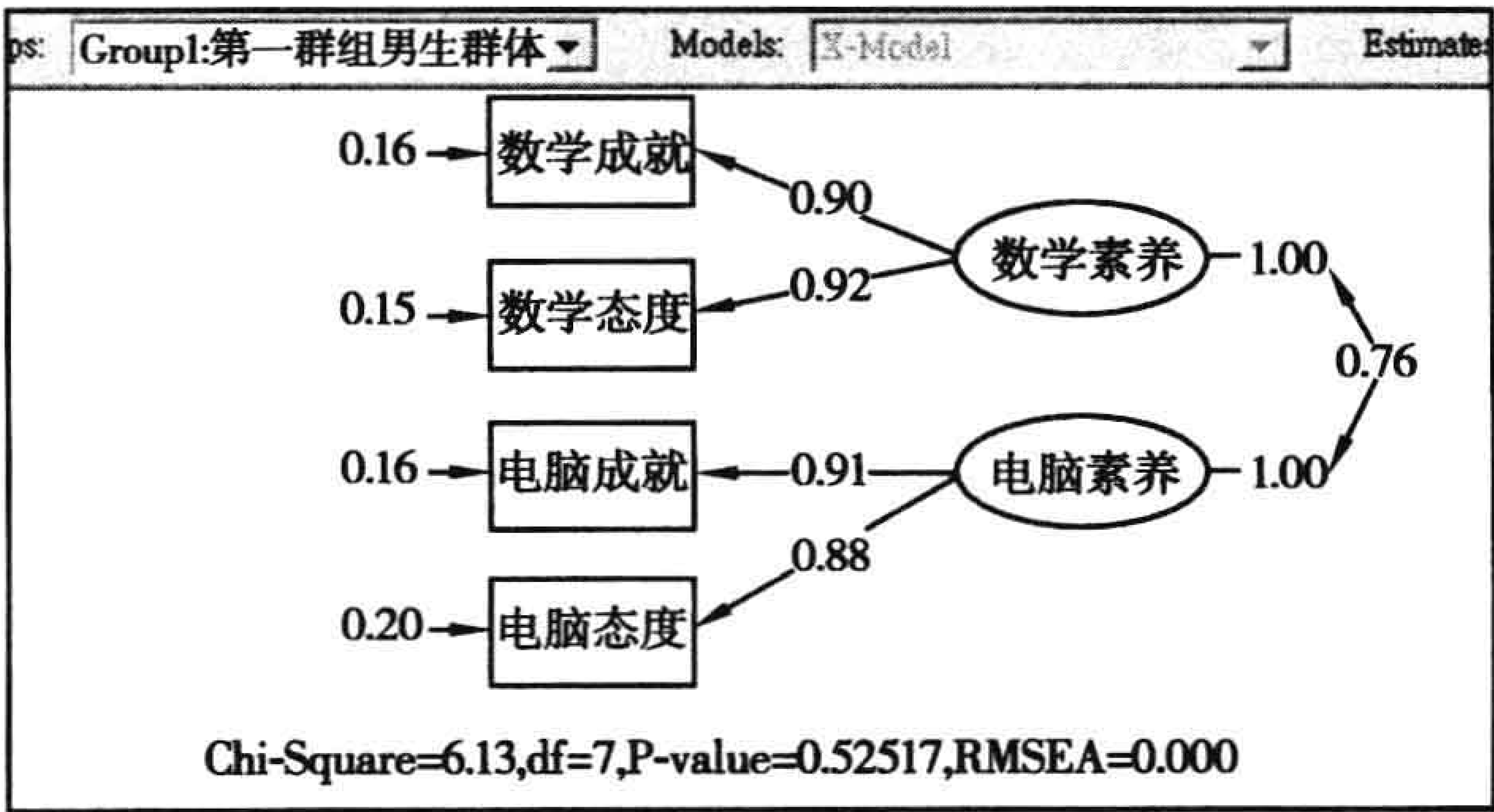


图 11-18

第二群组女生群体最终标准化解值的结构模型图如图 11-19。

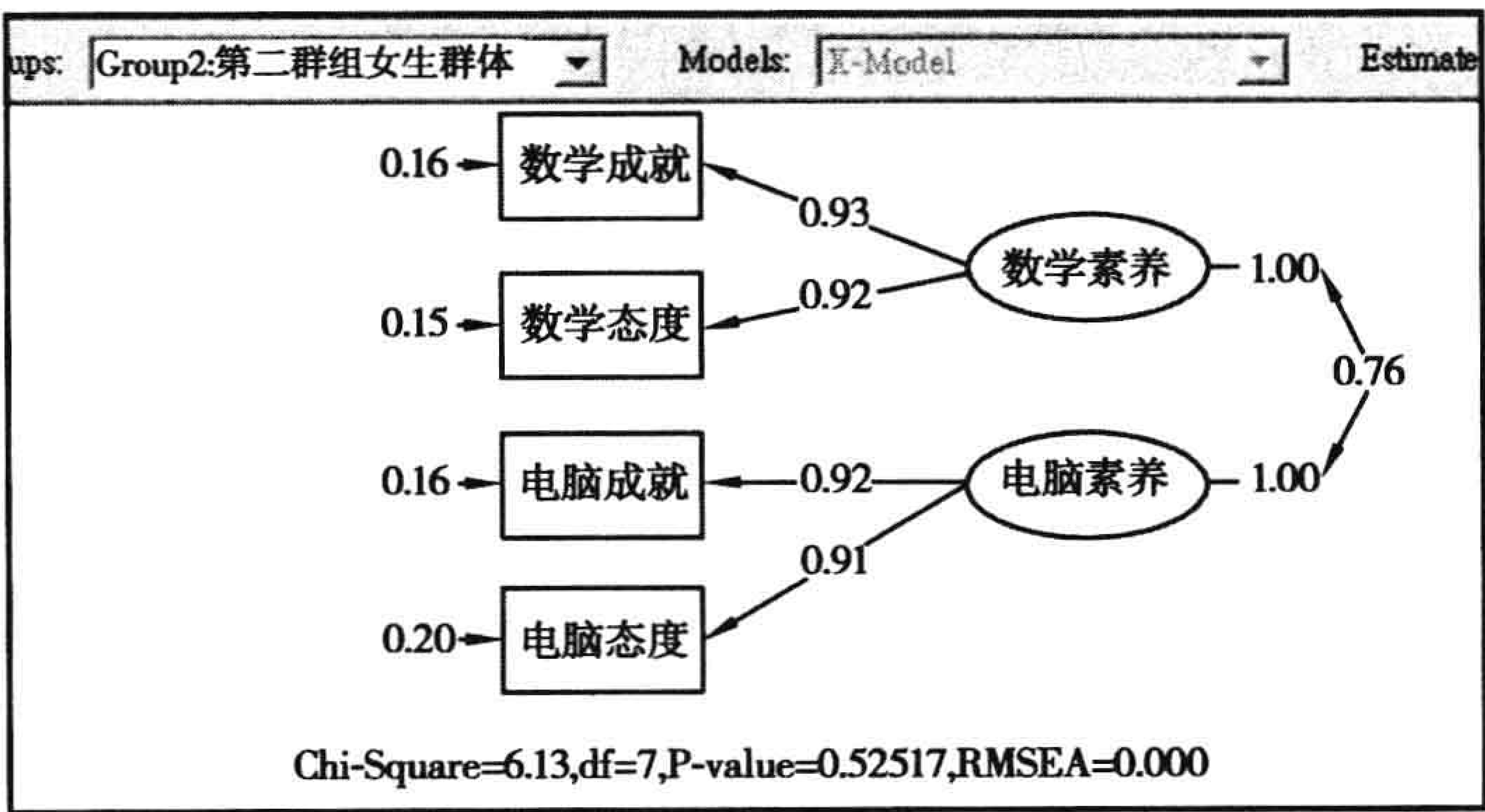


图 11-19

第十二章　画图法与PRELIS 文件的应用

SIMPLIS Project(简化模型文件)的语法程序可以直接于[SIMPLIS Project]对话窗口中撰写,也可以于[Path Diagram](路径图)窗口中绘制假设模型图,再将假设模型图转为[SIMPLIS Project](SIMPLIS 专案)窗口中的语法程序,最后再于[SIMPLIS Project]中进行参数的更改。

12.1　文件的汇入

在 LISREL 程序中可以直接使用 SPSS 建立的文件,此时 SPSS 文件不用进行变量的增删,可直接转换为 PRELIS Data(*. psf)文件,此种方式不必求出文件之相关矩阵或协方差矩阵。

SPSS 文件

以 SPSS 之文件“生涯规划_1. sav”为例,其中性别、健康状况、经济状况为背景变量(名义变量),生涯规划的总分为整体生涯,内有五个层面:健康维持、居家安排、经济计划、休闲娱乐、社会参与;生活适应的总分为整体适应,内有三个层面:生理适应、心理适应、社会适应;生活满意的总分为整体满意,内有两个层面:日常生活、自我实现。SPSS 文件中的连续变量均为观察变量(显性变量)或指标变量。

生涯規劃_1 - SPSS 資料編輯程式

檔案(F) 編輯(E) 檢視(V) 資料(D) 轉換(T) 分析(A) 統計圖(G) 公用程式(U) 視窗(W) 輔助說明(H)

1 : 性別　1

	性別	健康狀況	經濟狀況	健康維持	居家安排	經濟計劃	休閒娛樂	社會參與	整體生涯
1	1	3	2	15	12	11	14	7	59
2	2	3	1	8	8	7	8	10	41
3	2	2	1	16	15	18	9	10	68
4	1	2	1	14	11	16	11	10	62

資料檢視 / 變數檢視 /　　SPSS 處理器 已就緒

图 12-1

在 SPSS[变量检视]对话窗口中,共有十六个变量名称,其中包括三个名义变量及十三个连续变量,十六个变量于[变量检视]工作窗口的画面如下:

	名稱	類型	寬度	小數	標記	數值
1	性別	數字的	1	0		{1, 男}...
2	健康狀況	數字的	1	0		{1, 很好}...
3	經濟狀況	數字的	1	0		{1, 小康}...
4	健康維持	數字的	8	0		無
5	居家安排	數字的	8	0		無
6	經濟計劃	數字的	8	0		無
7	休閒娛樂	數字的	8	0		無
8	社會參與	數字的	8	0		無
9	整體生涯	數字的	8	0		無
10	生理適應	數字的	8	0		無
11	心理適應	數字的	8	0		無
12	社會適應	數字的	8	0		無
13	整體適應	數字的	8	0		無
14	日常生活	數字的	8	0		無
15	自我實現	數字的	8	0		無
16	整體滿意	數字的	8	0		無

資料檢視　變數檢視

图 12-2

汇入文件

在[LISREL Windows Application](LISREL 窗口应用)对话窗口中,执行功能列【File】(文件)→【Import External Data in Other Formats】(以其他格式输入外部数据)程序,开启[开启]对话窗口。

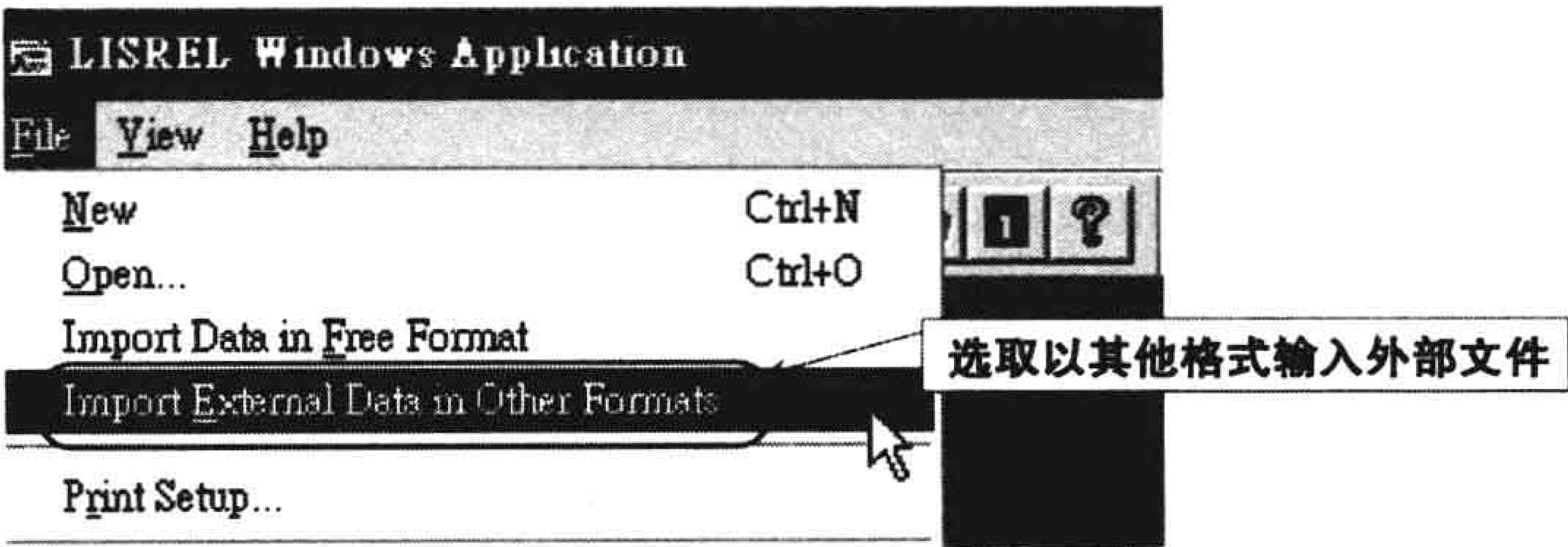


图 12-3

在[开启]对话窗口中,[文件类型(T)]下拉式选单中选取[SPSS Data File(*.sav)]选项,选取 SPSS 文件[生涯规划_1]→按【开启(O)】钮,出现[另存新文件]对话窗口。

在[另存新文件]对话窗口中,[存文件类型(T)]右边的下拉式选单选取[PRELIS Data(*.psf)]选项,在[文件名称(N)]的右边输入文件名称,如"生涯规划"(完整的文件名称为"生涯规划.psf")→按【存档(S)】钮。(PRELIS Data 文件的扩展名为*.psf)。

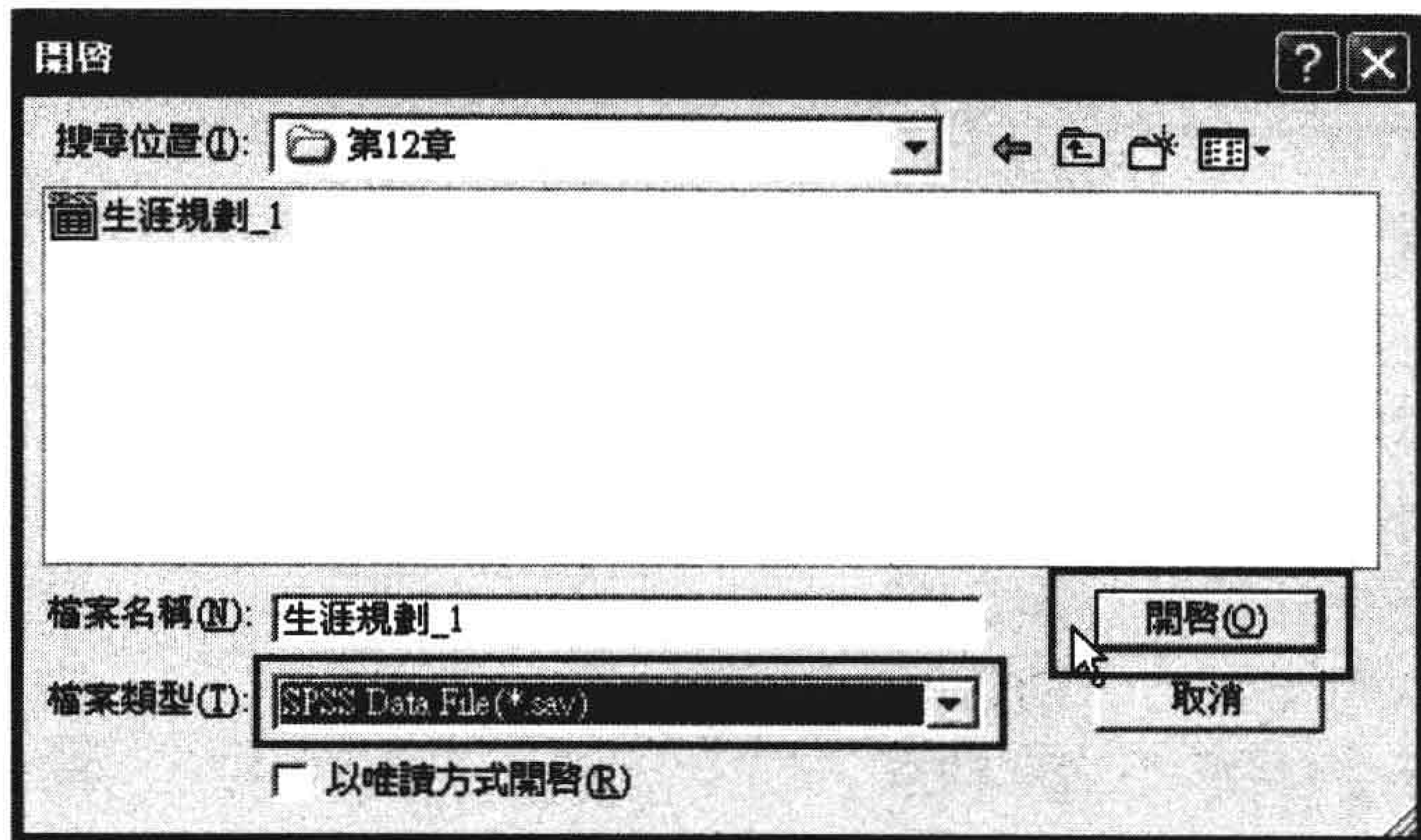


图 12-4

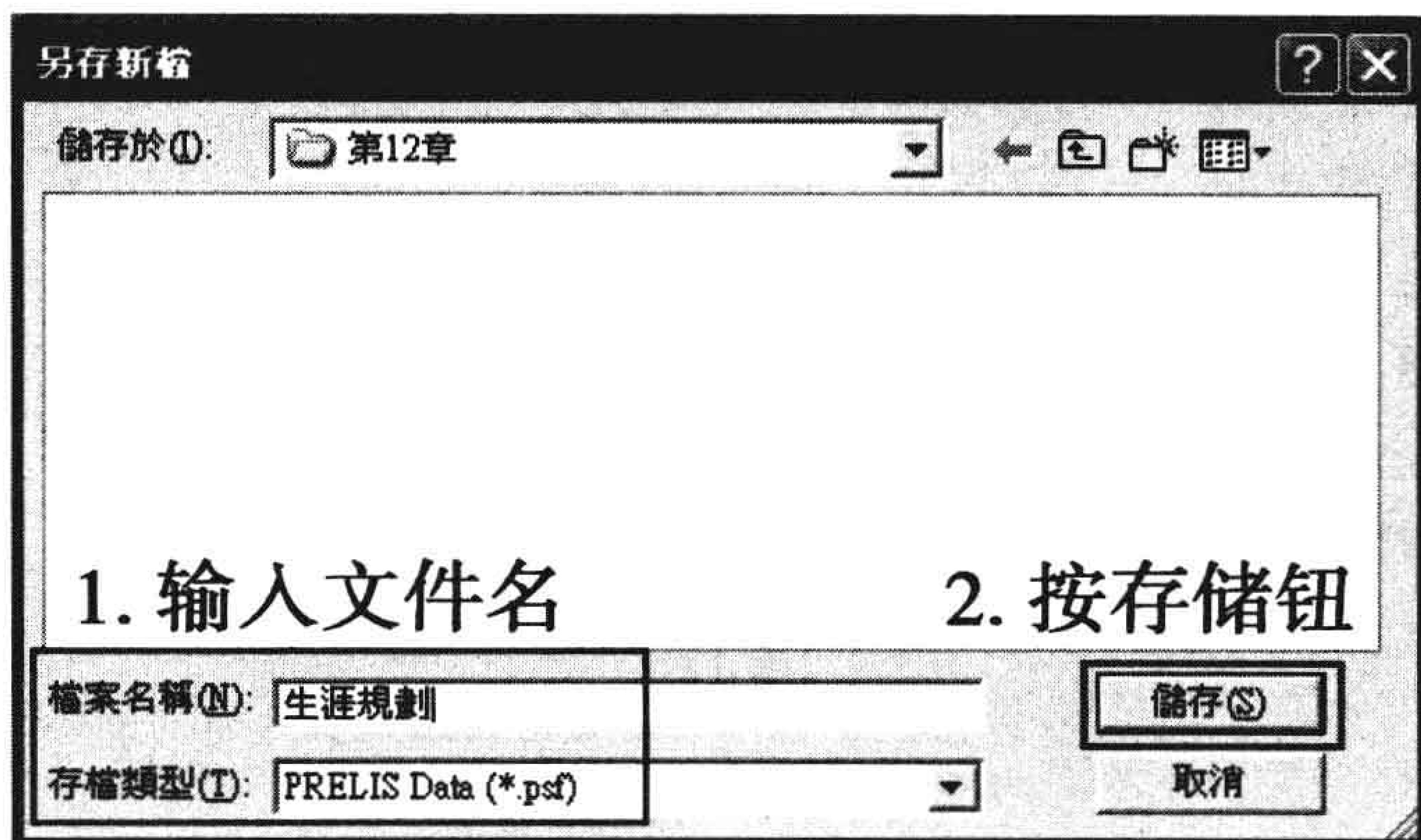


图 12-5

PRELIS Data 类型之文件中,变量名称最多为四个中文字(八个半角英文字符),因而若原先 SPSS 文件中的变量名称超过四个中文字,文件汇入后,超过四个中文字的变量名称会被简化为四个中文字。在实务操作上,研究者可于 SPSS 文件中先将各变量名称依据测量特质的属性,设定变量名称为四个中文字,这样在转入 LISREL 时较为方便。

LISREL Windows Application - [生涯規劃]

File Edit Data Transformation Statistics Graphs Multilevel SurveyGLIM View Window Help

	性別	健康狀況	經濟狀況	健康維持	居家安排	經濟計劃	休閒娛樂	社會參與	整體生涯	生理適應	心理適應
1	1.00	3.00	2.00	15.00	12.00	11.00	14.00	7.00	59.00	12.00	8.00
2	2.00	3.00	1.00	8.00	8.00	7.00	8.00	10.00	41.00	7.00	6.00
3	2.00	2.00	1.00	16.00	15.00	18.00	9.00	10.00	68.00	18.00	13.00
4	1.00	2.00	1.00	14.00	11.00	16.00	11.00	10.00	62.00	16.00	13.00
5	1.00	3.00	1.00	13.00	11.00	14.00	12.00	10.00	60.00	15.00	12.00

图 12-6

研究者若要进一步重新命名变量、删除变量或插入新变量,将鼠标移往任一变量名称上,按右键会呈现快显功能选单,内有三个选项:定义变量(Define Variables)、删除变量(Delete Variables)、插入新变量(Insert Variable)。

图 12-7

定义变量

选取[定义变量](Define Variables)选项后,可开启[Define Variables]对话窗口,鼠标指标选取左边的目标变量,再连按鼠标两下或按下右边【Rename】(重新命名)钮,即可更改变量的名称。于方框中选取变量后,也可以插入(Insert)新变量名称。

未选取任一变量的画面	选取变量后的画面
图 12-8	图 12-9

在[Define Variables]对话窗口中,按【Insert】(插入)钮可开启[Add Variables](新增变量)对话窗口,此窗口也可以增列新变量。

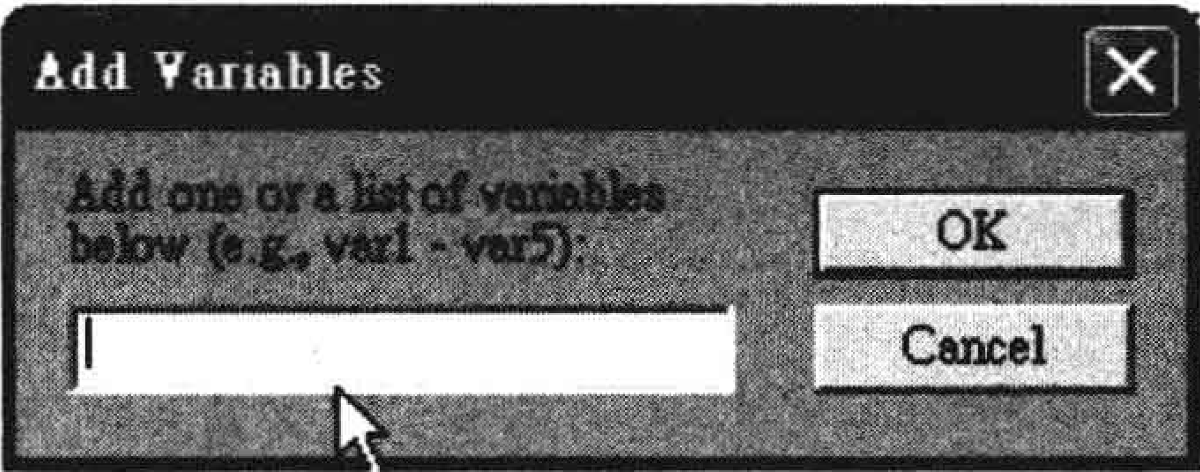


图 12-10

插入新变量

快显功能表中选取插入新变量(Insert Variable)选项,可开启[Insert Variables]对话窗口,可设定于某个变量之前或之后插入多少个新变量,范例图中的设定表示在健康状况变量前插入一个新变量。

删除变量

快显功能表中选取删除变量(Delete Variables)选项,可开启[Delete Variables]对话窗口,此窗口中可以选取从某个变量开始删除多少个变量,范例图中的设定为从健康维

持变量开始删除一个变量(即将变量健康维持删除);此外也可以设定删除的范围,从(from)某一个变量删除至(to)某一个变量。

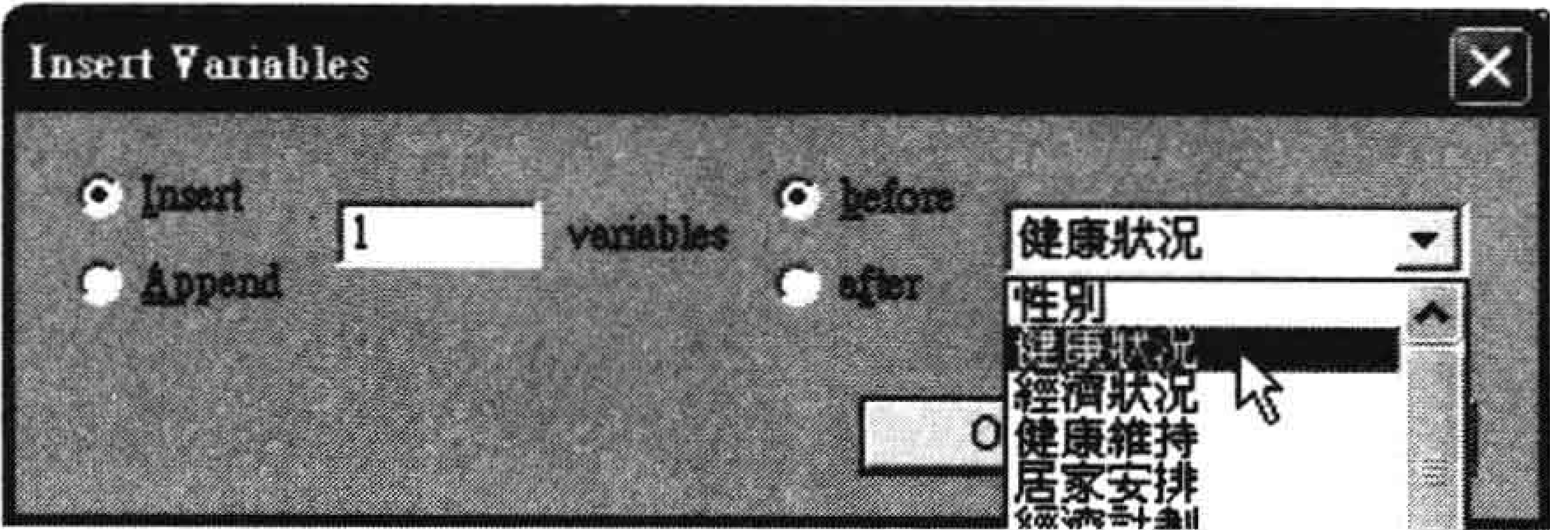


图 12-11

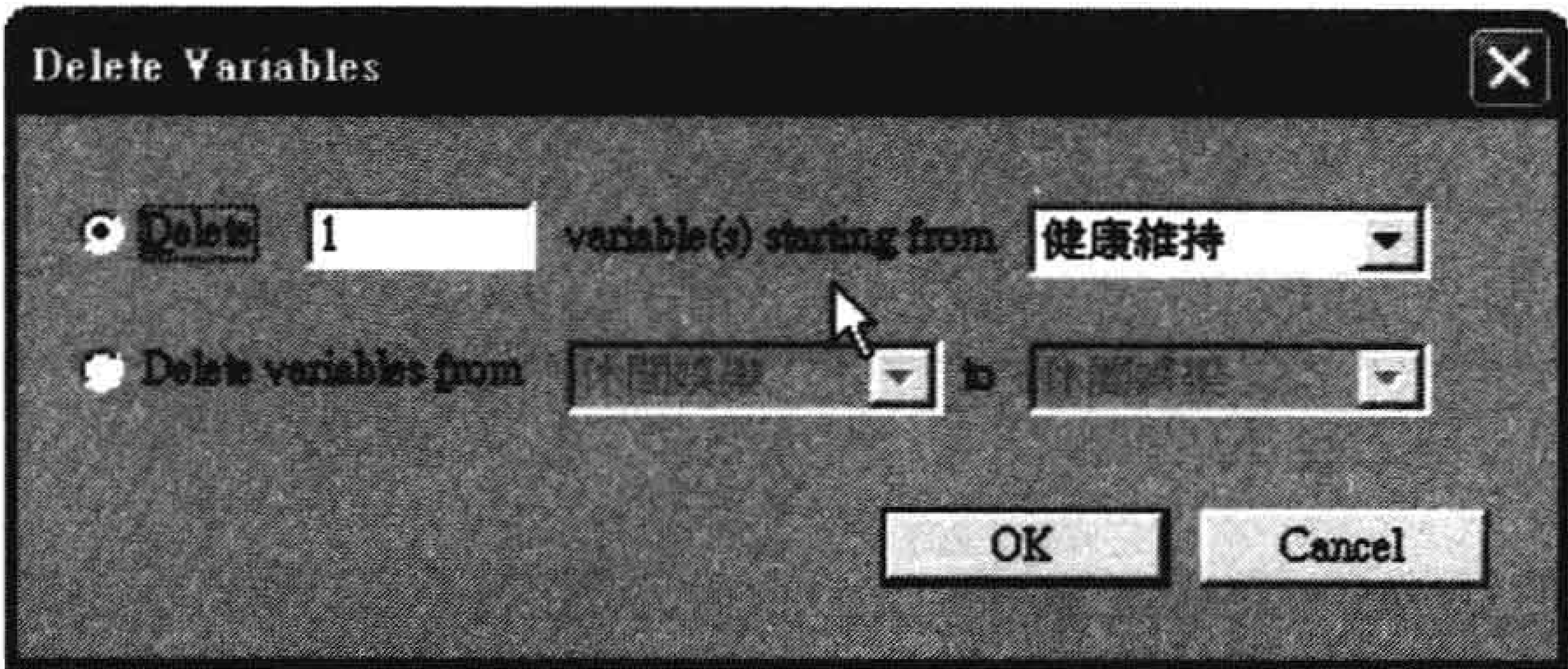


图 12-12

范例中二因子之 CFA 的假设模型图如下:两个因子构念分别为生涯规划、生活适应,生涯规划有五个指标变量:健康维持、居家安排、经济计划、休闲娱乐、社会参与;生活适应有三个指标变量:生理适应、心理适应、社会适应。在 CFA 假设模型图中,测量指标变量无法被该潜在变量解释的独异量(uniqueness),又称为测量误差(error)或残差项(disturbance),初始模型中假定所有测量指标的误差项间彼此相互独立(没有共变关系)。

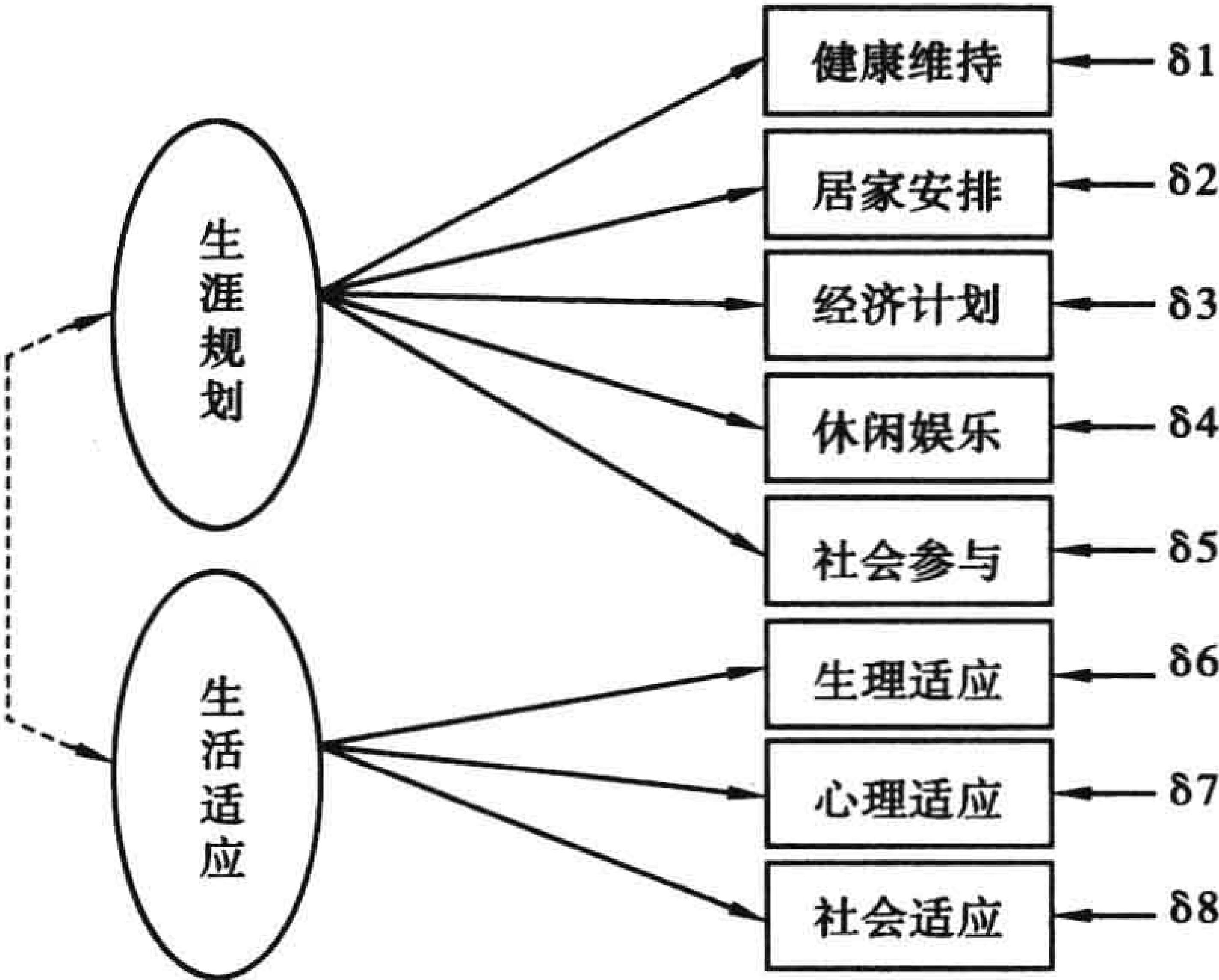


图 12-13

绘制假设模型图

当研究者将 SPSS 文件或 Excel 文件转换成 PRELIS Data 文件后,可直接于路径图窗口中(Path Diagram)使用,其操作程序如下:

步骤 1

在[LISREL Windows Application]对话窗口中，执行功能列【File】→【New】程序，出现[开启新档(文件)]对话窗口。

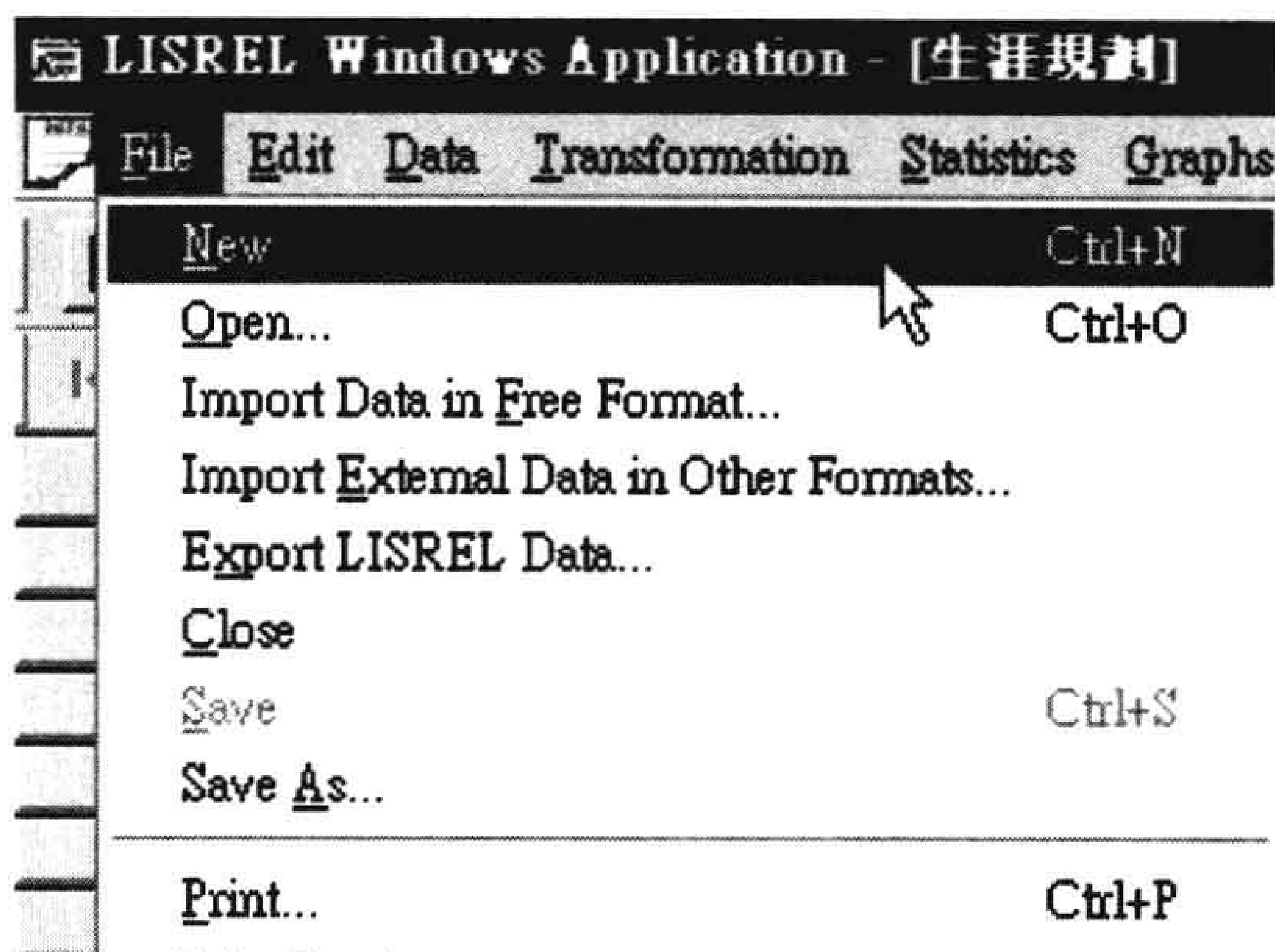


图 12-14

步骤 2

在[开启新档]对话窗口中选取[Path Diagram](路径图)选项→按【确定】钮，开启[另存新档]对话窗口。

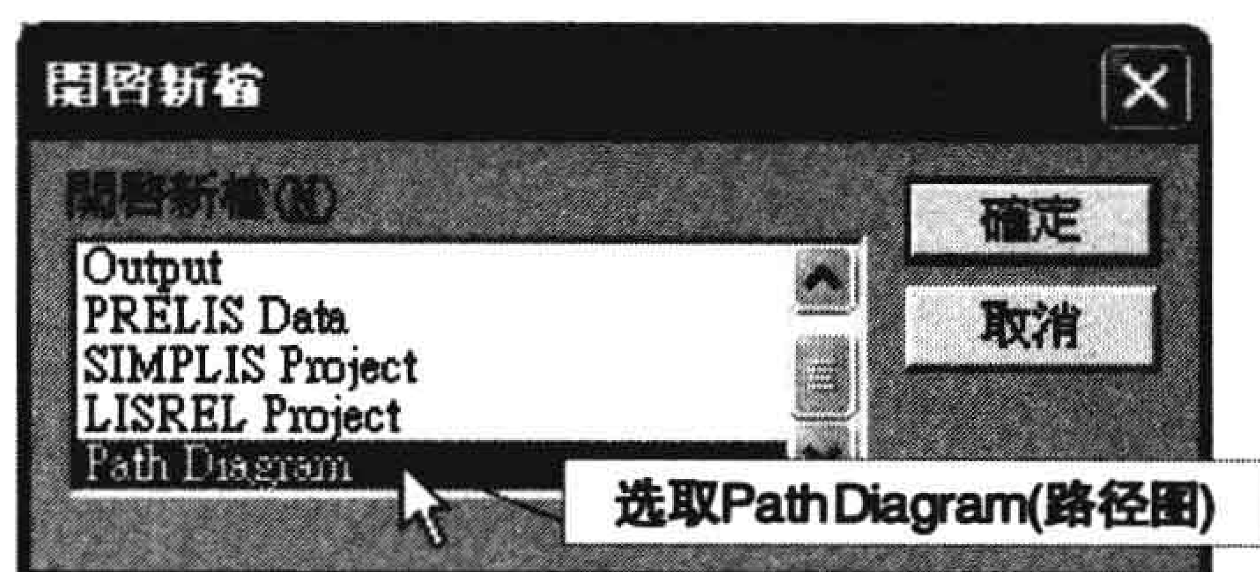


图 12-15

在[另存新档]对话窗口中，路径图文件类型为[Path Diagram（＊. pth）]，在[文件名称(N)]的右边输入新路径图的文件名，如[生涯规划 CFA]→按【存档(S)】钮。

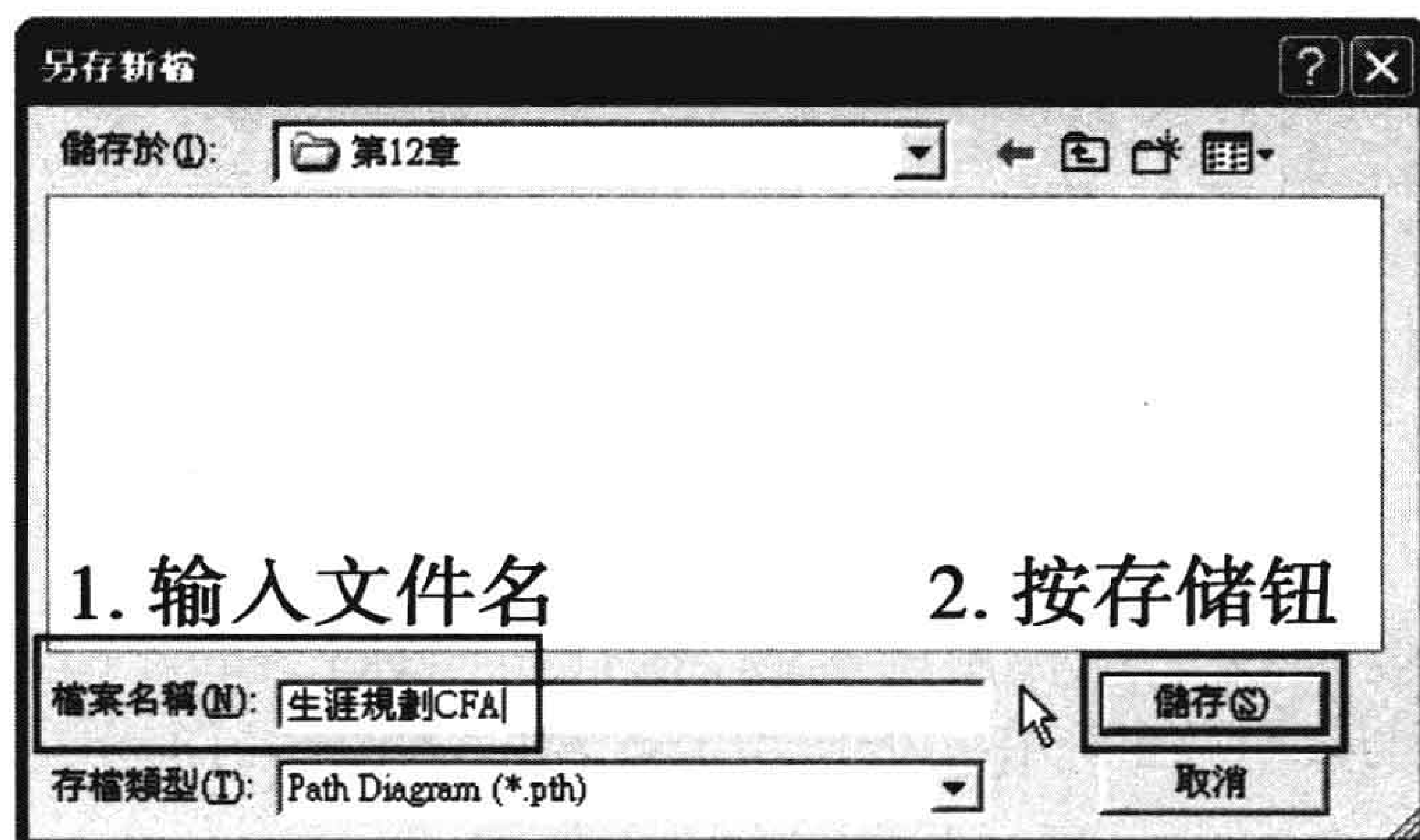


图 12-16

按下【存档(S)】钮后，回到[LISREL Windows Application]对话窗口中，窗口最上面的提示语会加入路径图的文件名称，如“LISREL Windows Application-[生涯规划 CFA]”。

左边会出现[Observed](观察变量)、[Latent](潜在变量)的方盒,在[Observed]方盒中两个内定的观察变量预设值为VAR1,VAR2,窗口中也会出现路径图描绘工具盒。

在"LISREL Windows Application-[生涯规划CFA]"对话窗口中若没有出现左边的观察变量与潜在变量的方盒,可执行以下程序:执行功能列【View】(检视)→【Toolbars】(工具盒)→【Variables】(变量)程序;没有出现路径图描绘工具盒,执行功能列【View】→【Toolbars】→【Drawing Bar】(描绘方盒)程序。

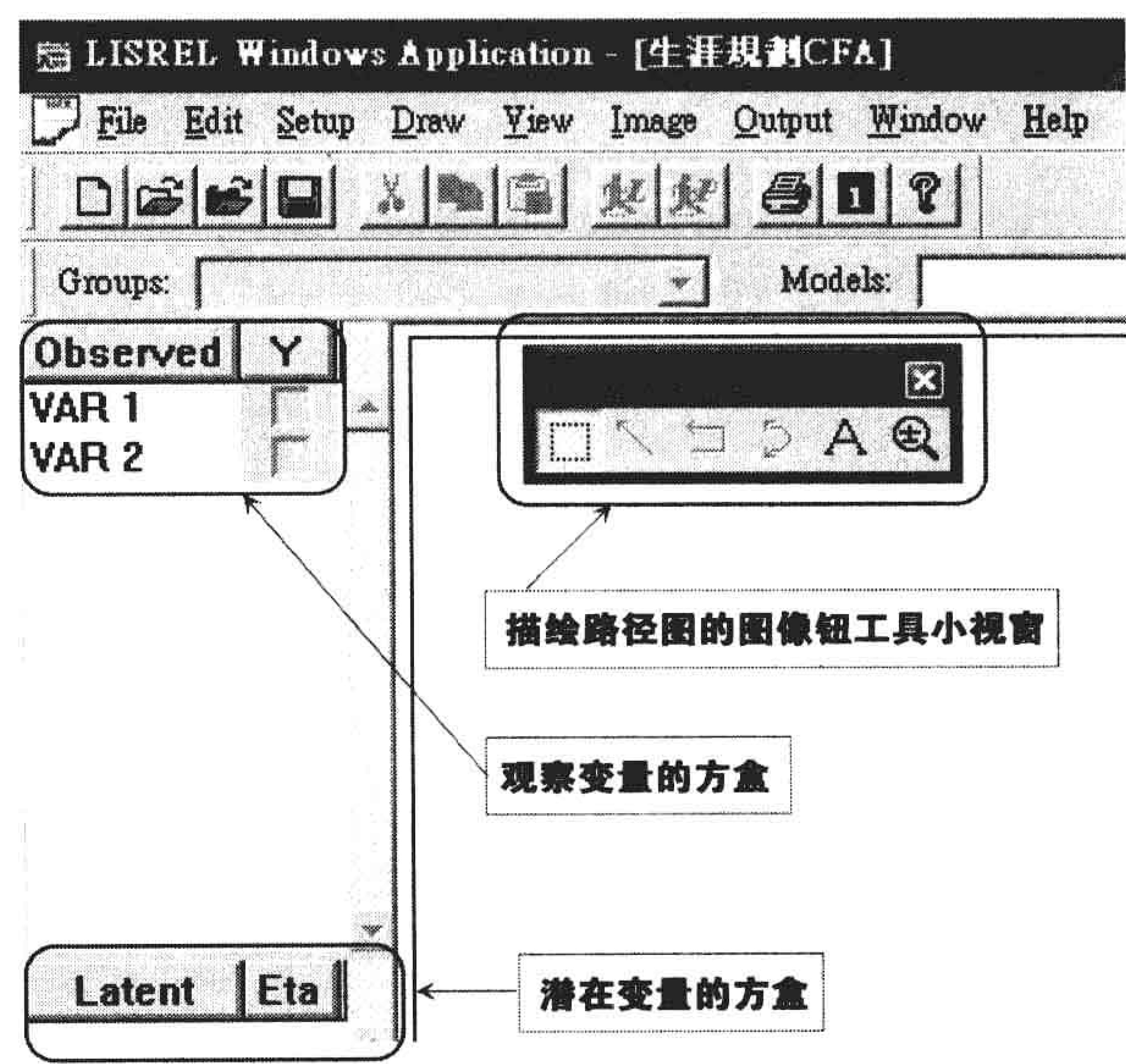


图 12-17

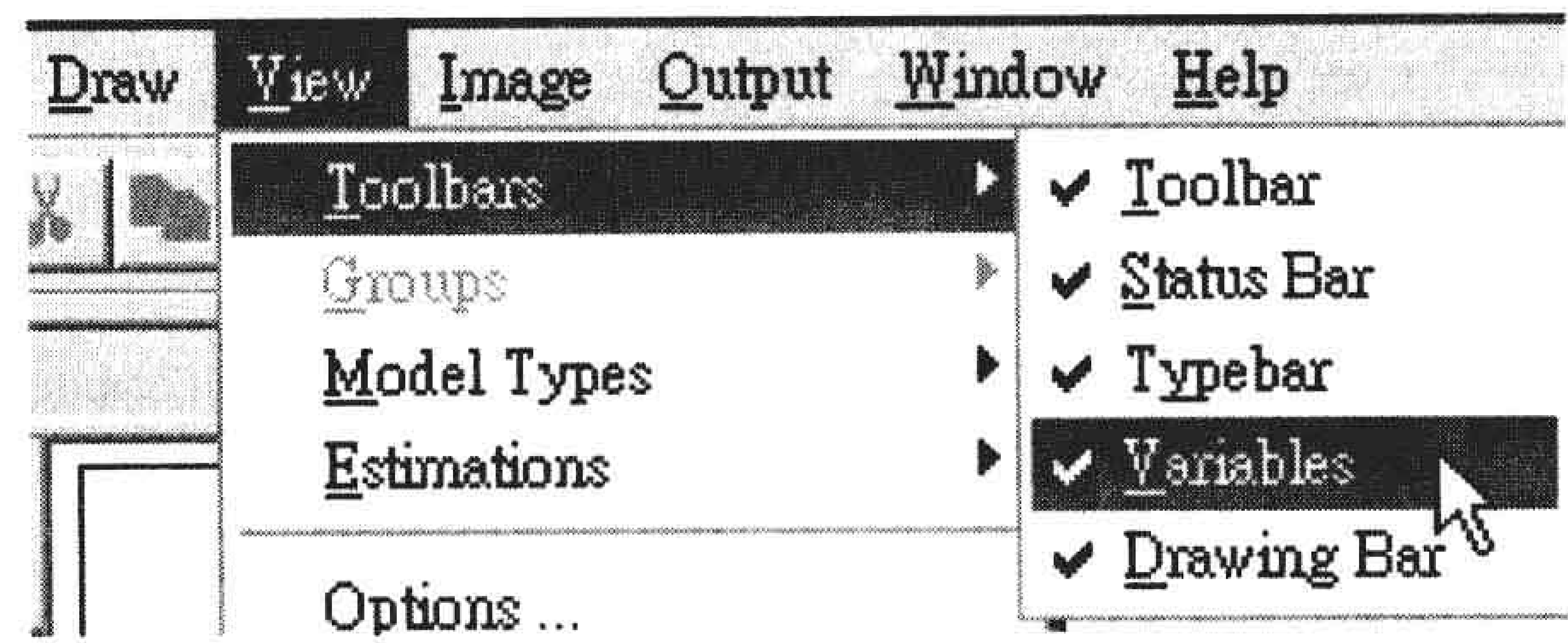


图 12-18

步骤 3

在路径图中若要设定路径图的标题,执行功能列【Setup】(设定)→【Title and Commands】(标题与说明)程序,在实务应用上通常只设定路径图标题即可(不设定也没有关系)。

假设模型图中的观察变量可直接汇入SIMPLIS文件,而潜在变量必须研究者自行界定,同一模型中观察变量的变量名称与潜在变量的变量名称有唯一性,模型中的变量名称均不能重复出现。

执行功能列【Setup】→【Variables】程序,开启[Labels](标签)对话窗口。

在[Labels]对话窗口中可以设定路径图的观察变量与潜在变量,观察变量直接使用

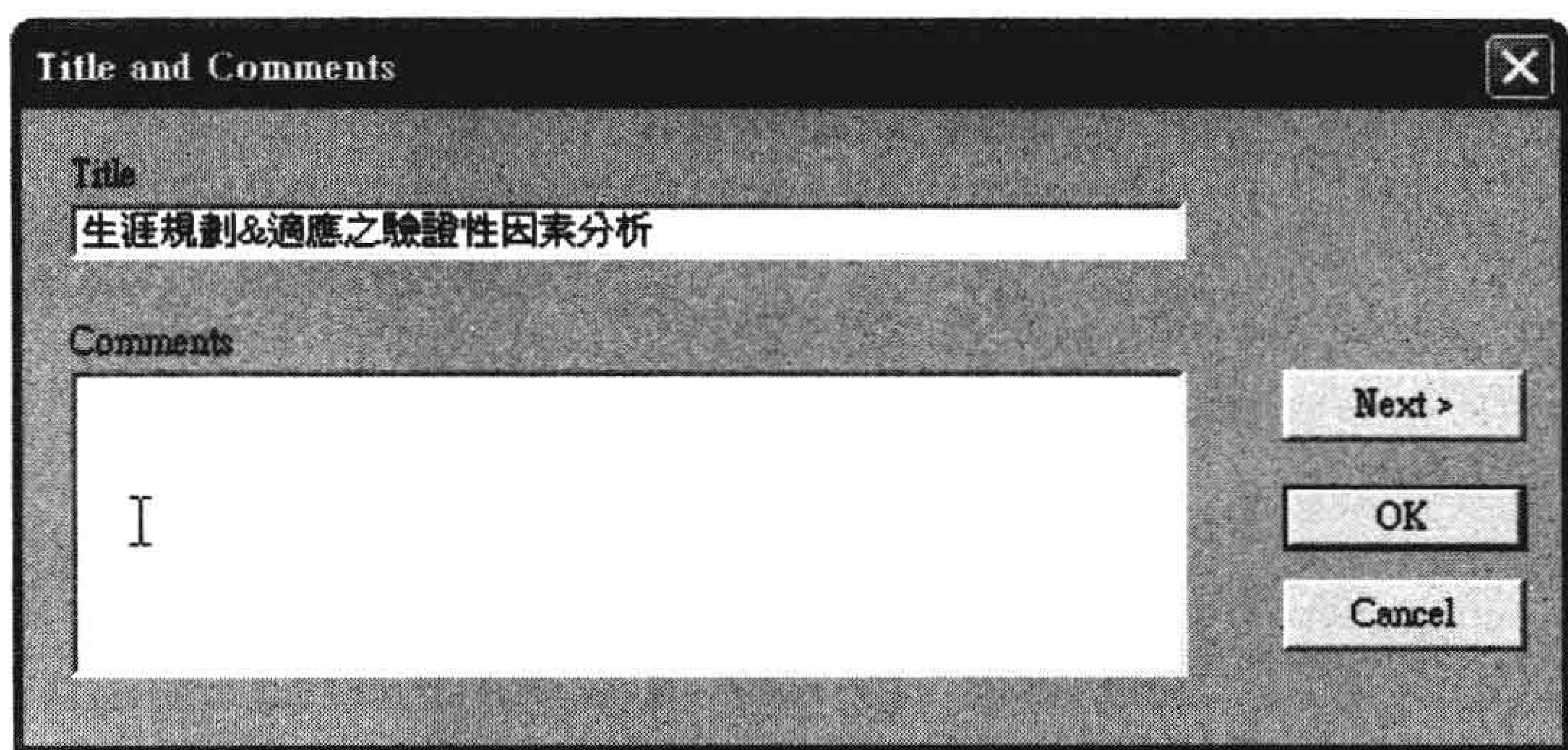


图 12-19

之前汇入的文件“生涯规划. psf”。观察变量必须是该文件中的变量名称，而潜在变量名称不能与文件中的变量名称相同，否则会被视为观察变量或指标变量→按左边【Observed Variables】(观察变量)下方之【Add/Read Variables】(增列/读取变量)钮，可开启[Add/Read Variables](增列/读取变量)对话窗口。

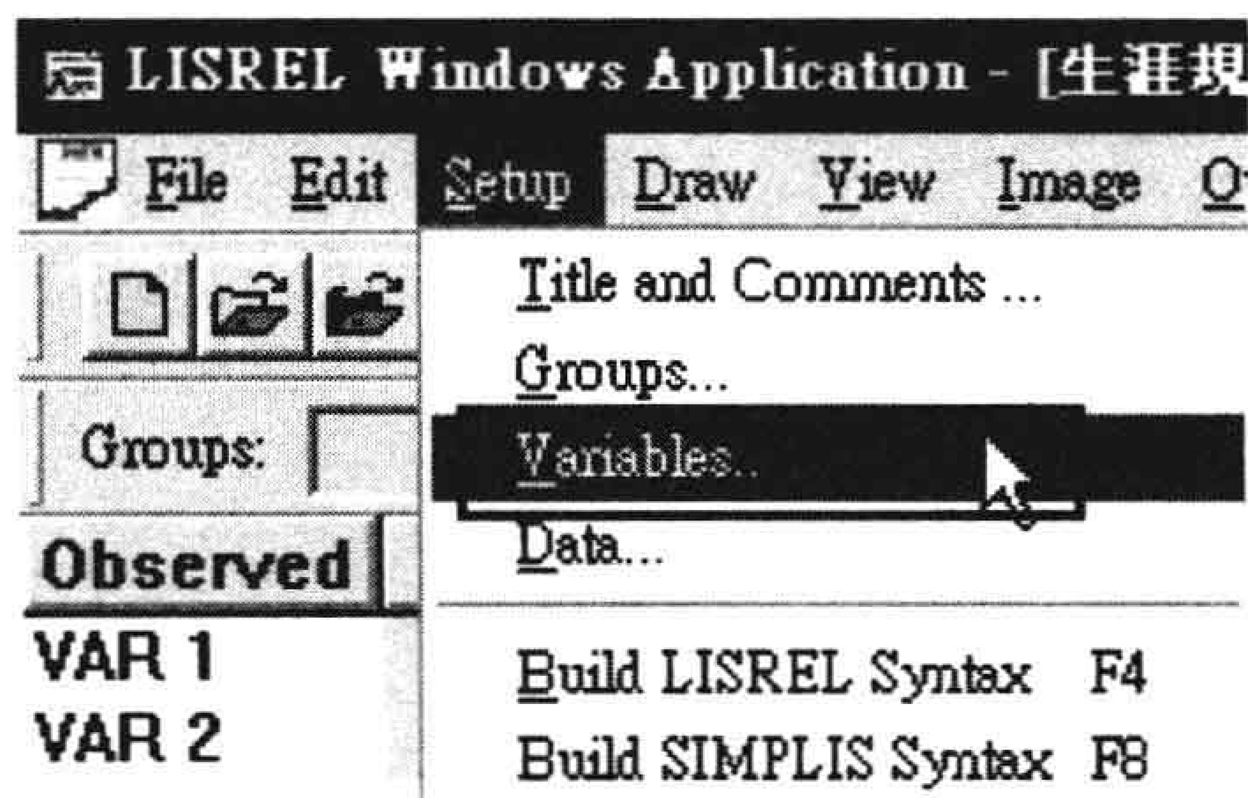


图 12-20

在[Add/Read Variables](增列/读取变量)对话窗口中，选取内定选项【◉Read from file:】选项，其预设文件格式为[LISREL System File]，在下拉式选单中选取[PRELIS System File](PRELIS 系统文件)选项(因为文件是存成 PRELIS Data 文件的格式)→按【File Name】方格之右边【Browse】(浏览)钮，开启[Browse]对话窗口。([Info]方盒提示使用者 LISREL 数据系统文件的扩展名为[DSF]、PRELIS 数据系统文件的扩展名为[PSF])。

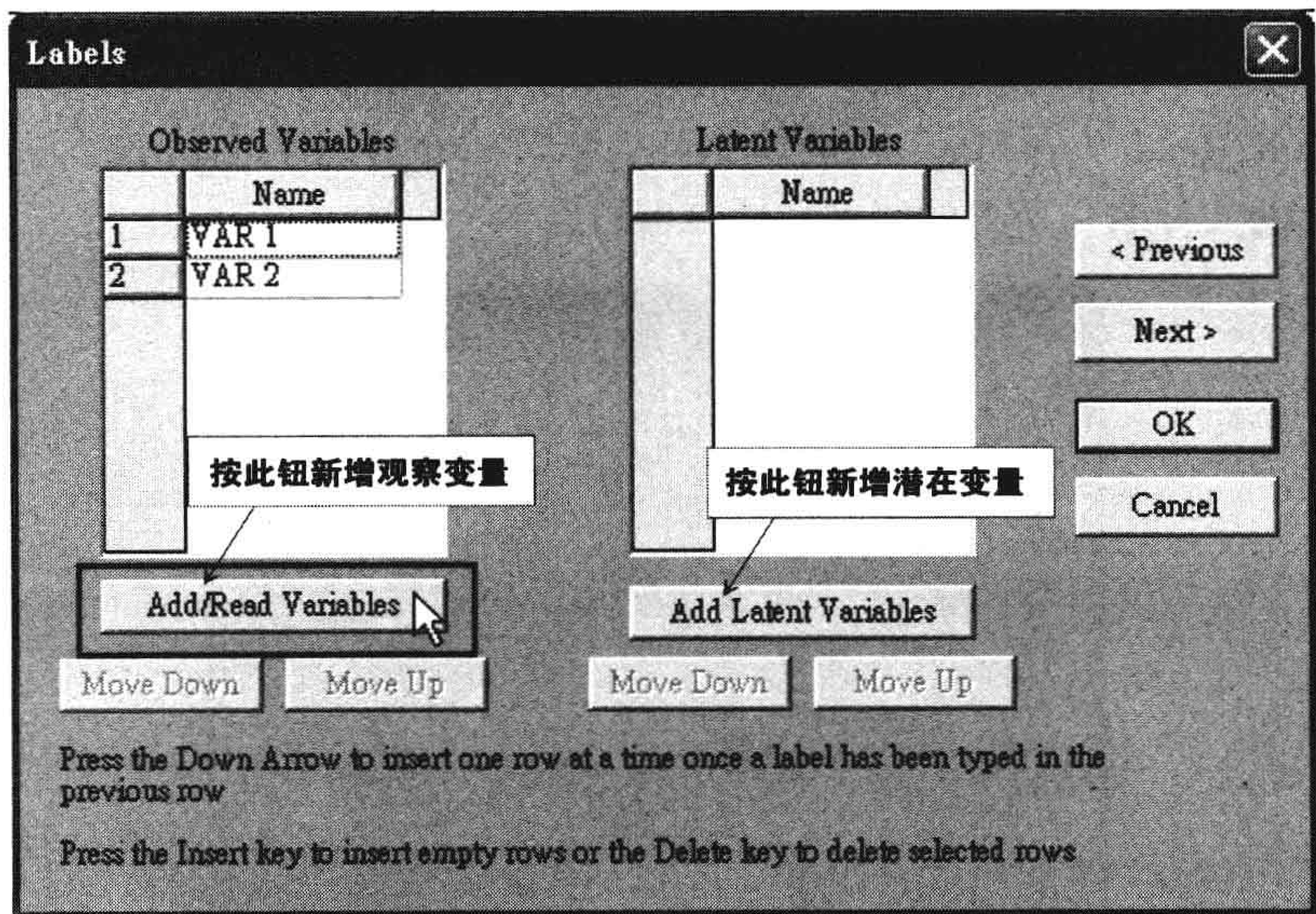


图 12-21

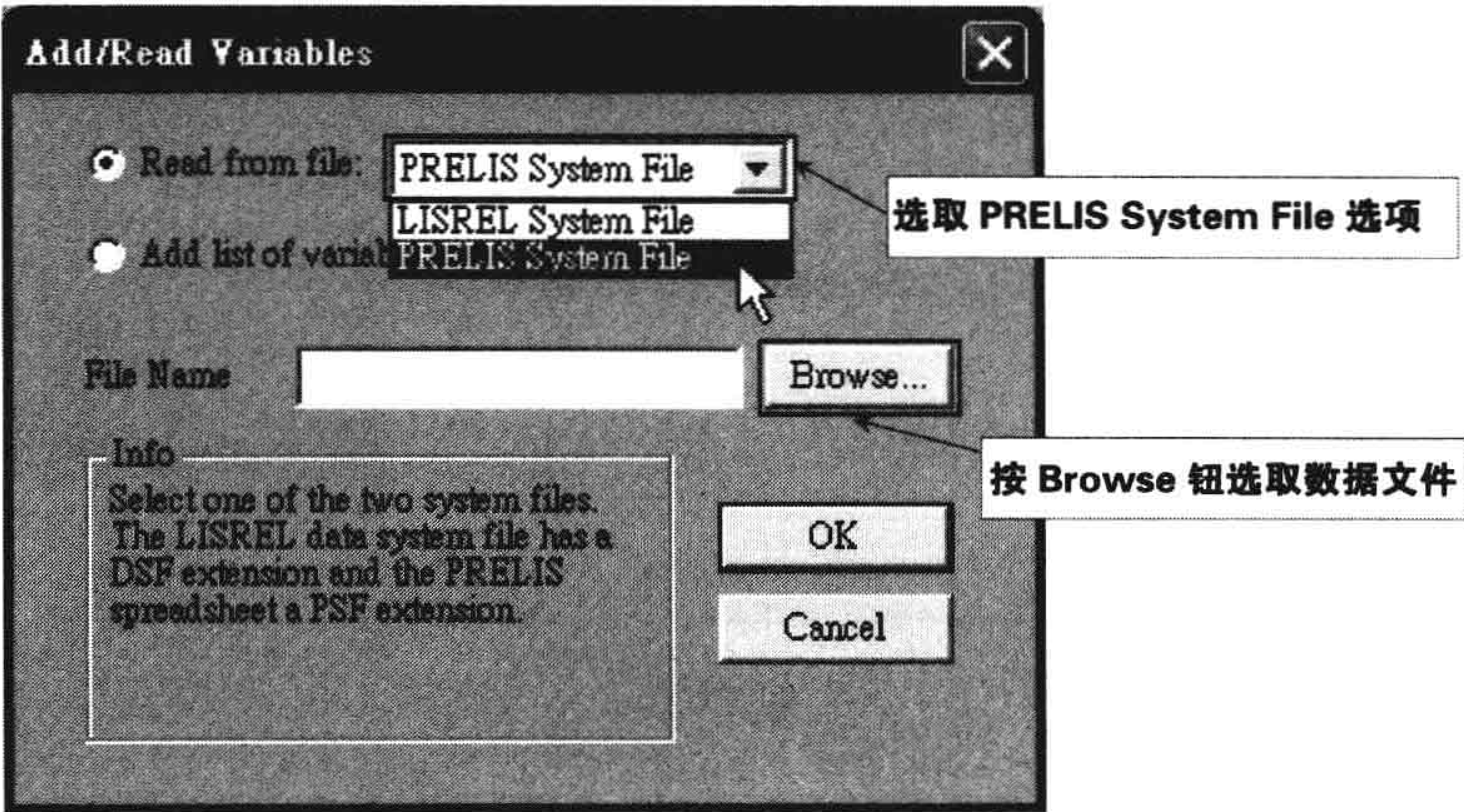


图 12-22

在[Browse]对话窗口中,文件类型为[PRELIS System Data(*.psf)],选取目标文件→按【开启】钮。

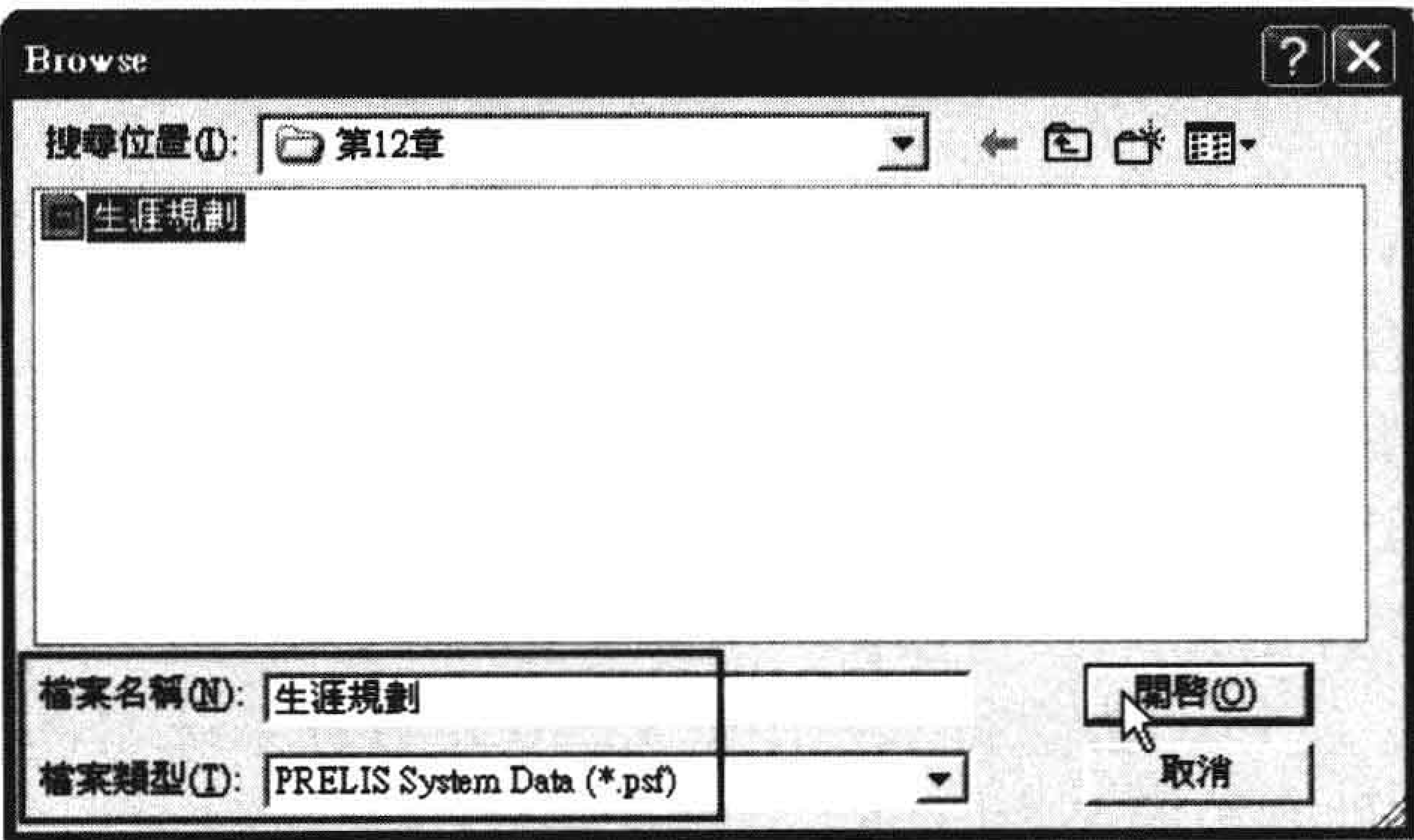


图 12-23

回到[Add/Read Variables]对话窗口中,中间[File Name]右边的方格中会出现PRELIS 文件的文件名与所存的路径→按【OK】钮。

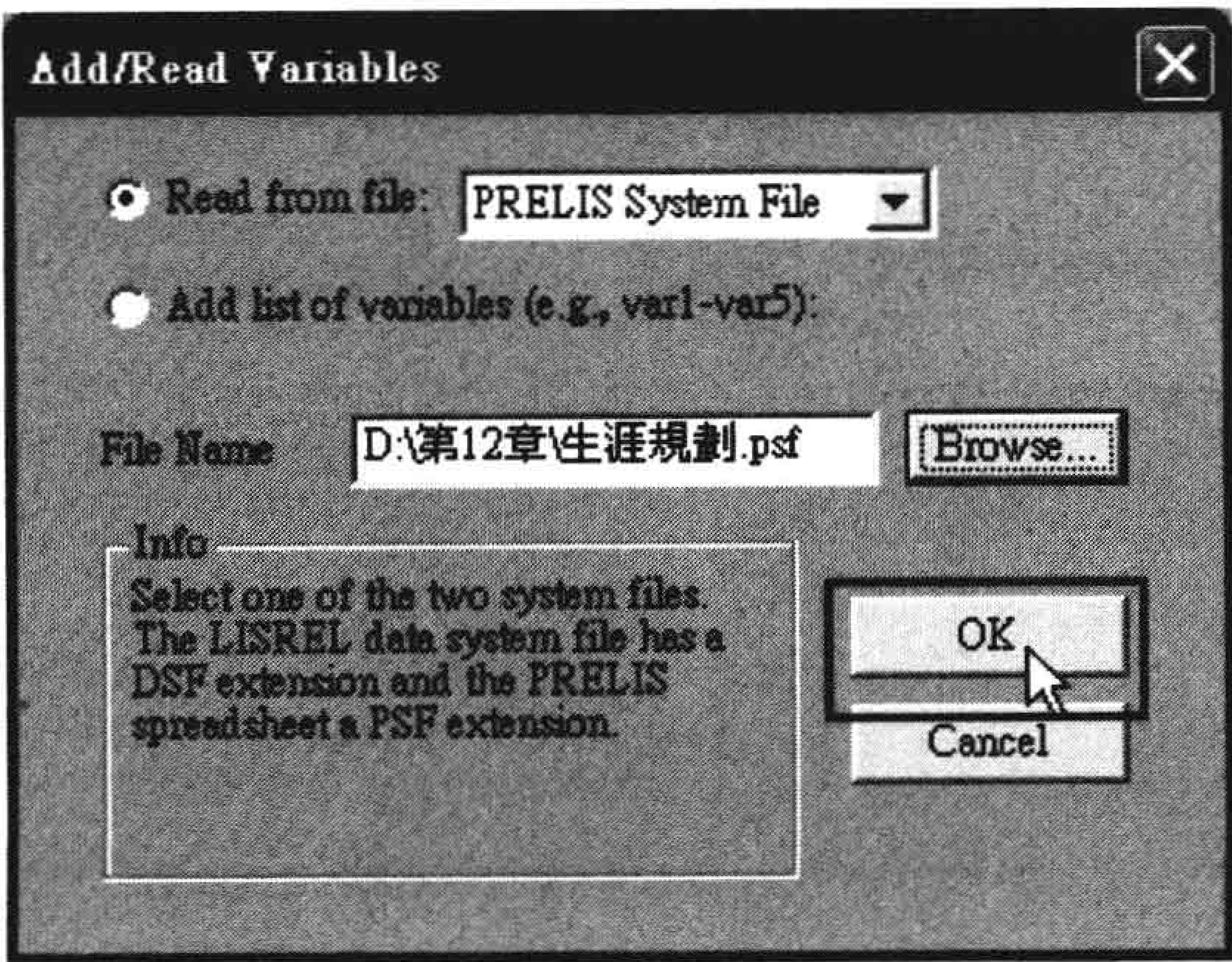


图 12-24

选取观察变量之 PRELIS 文件后，所有 PRELIS 文件中的变量均成为观察变量。在假设模型图的绘制中，也许只使用到部分的观察变量，没有于路径图中使用的观察变量也可保留于观察变量方盒中（此种方式较有弹性，研究者不必将未使用的观察变量删除）。【Latent Variables】（潜在变量）方格为增列假设模型图中的潜在变量（包括外因潜在变量、内因潜在变量）：按方格下方【Add Latent Variables】（增列潜在变量）钮，开启［Add Variables］小窗口。

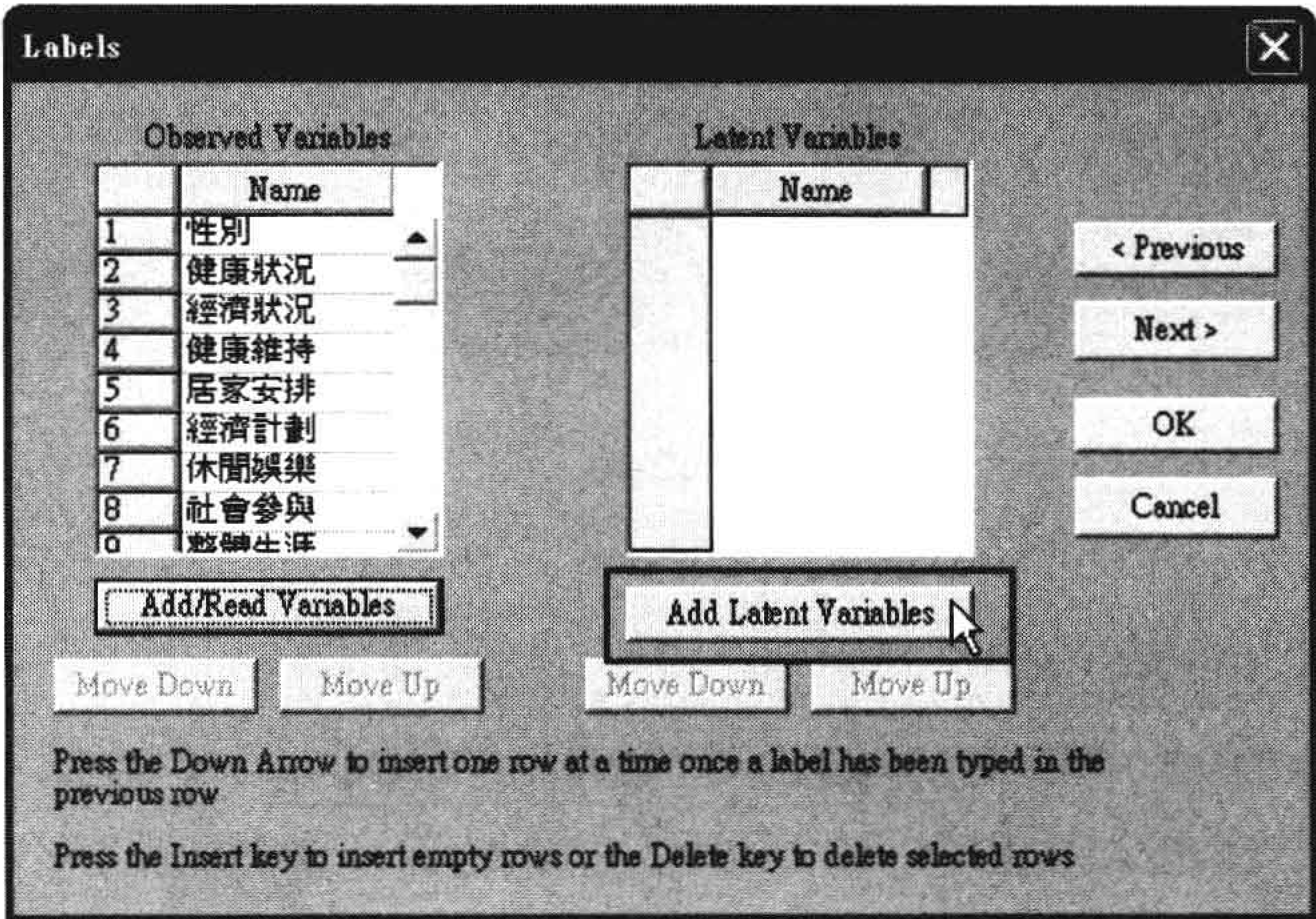


图 12-25

在路径图中呈现的假设模型图，观察变量会以长方形对象表示、潜在变量会以椭圆形对象表示。

在［Add Variables］小窗口分别键入潜在变量生涯规划、生活适应，潜在变量的名称不可与观察变量或文件中的变量名称相同。

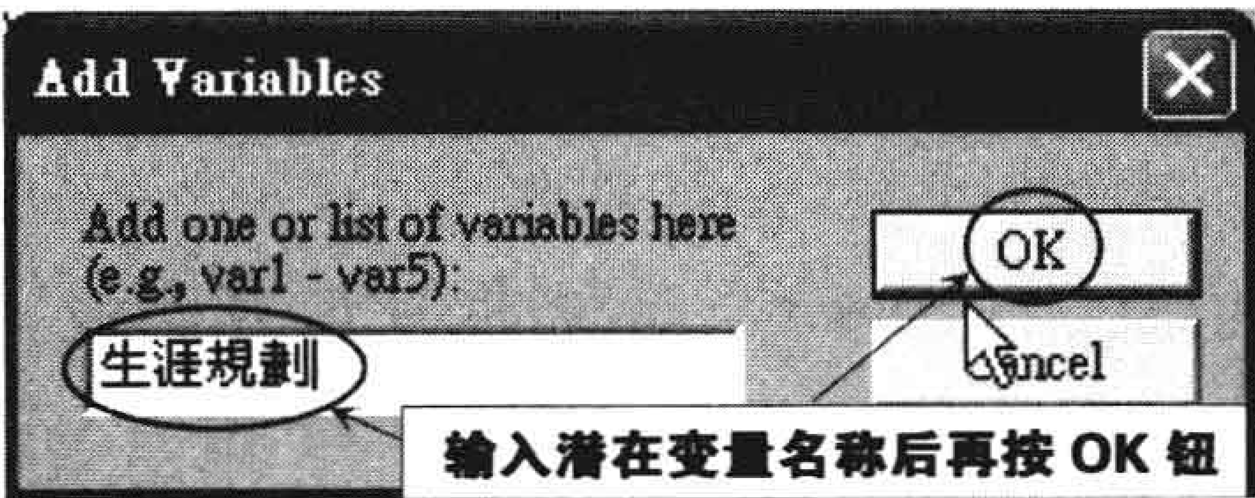


图 12-26

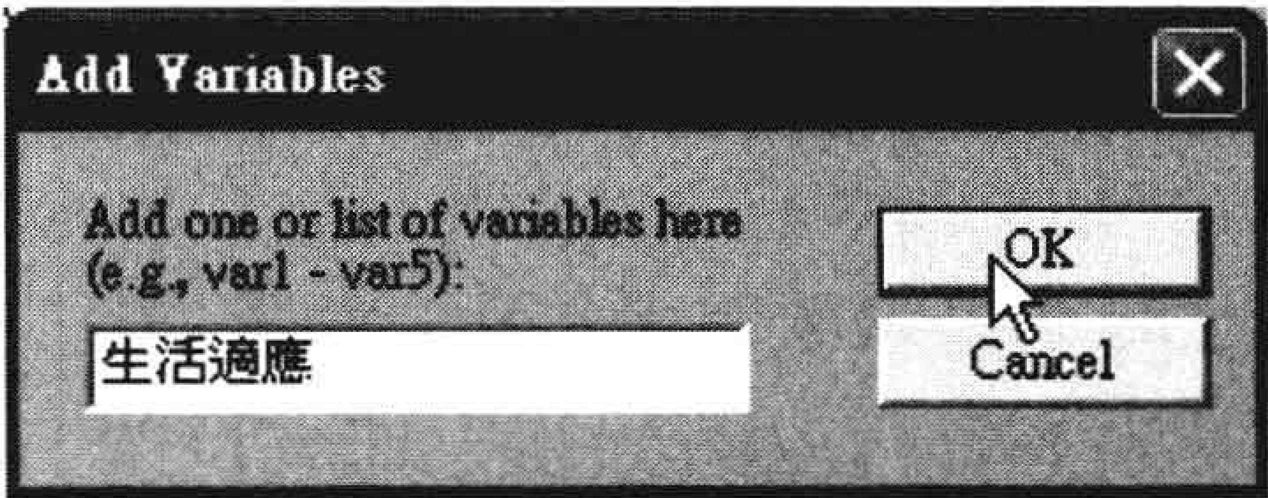


图 12-27

增列两个潜在变量后，于［Latent Variables］（潜在变量）下的方格中会分别呈现设定的潜在变量名称。

步骤 4

增列观察变量与潜在变量后，直接以拖曳方式将路径图中的观察变量与潜在变量拉至中间的绘图区域。路径图中如果有外因潜在变量、内因潜在变量（ETA），作为内因潜在变量的观察变量或指标变量，要在观察变量右边［Y］栏方格中按一下，此时方框□中会新增一个“×”号，而变成☒符号。观察变量右小方框有☒符号者，表示此观察变量为内因潜在变量/内衍潜在变量的指标变量。潜在变量方盒中有个［Eta］栏，此栏如果设定为☒符号，表示此潜在变量为内因潜在变量/内衍潜在变量，没有界定为“×”号者均为外

因潜在变量/外衍潜在变量。

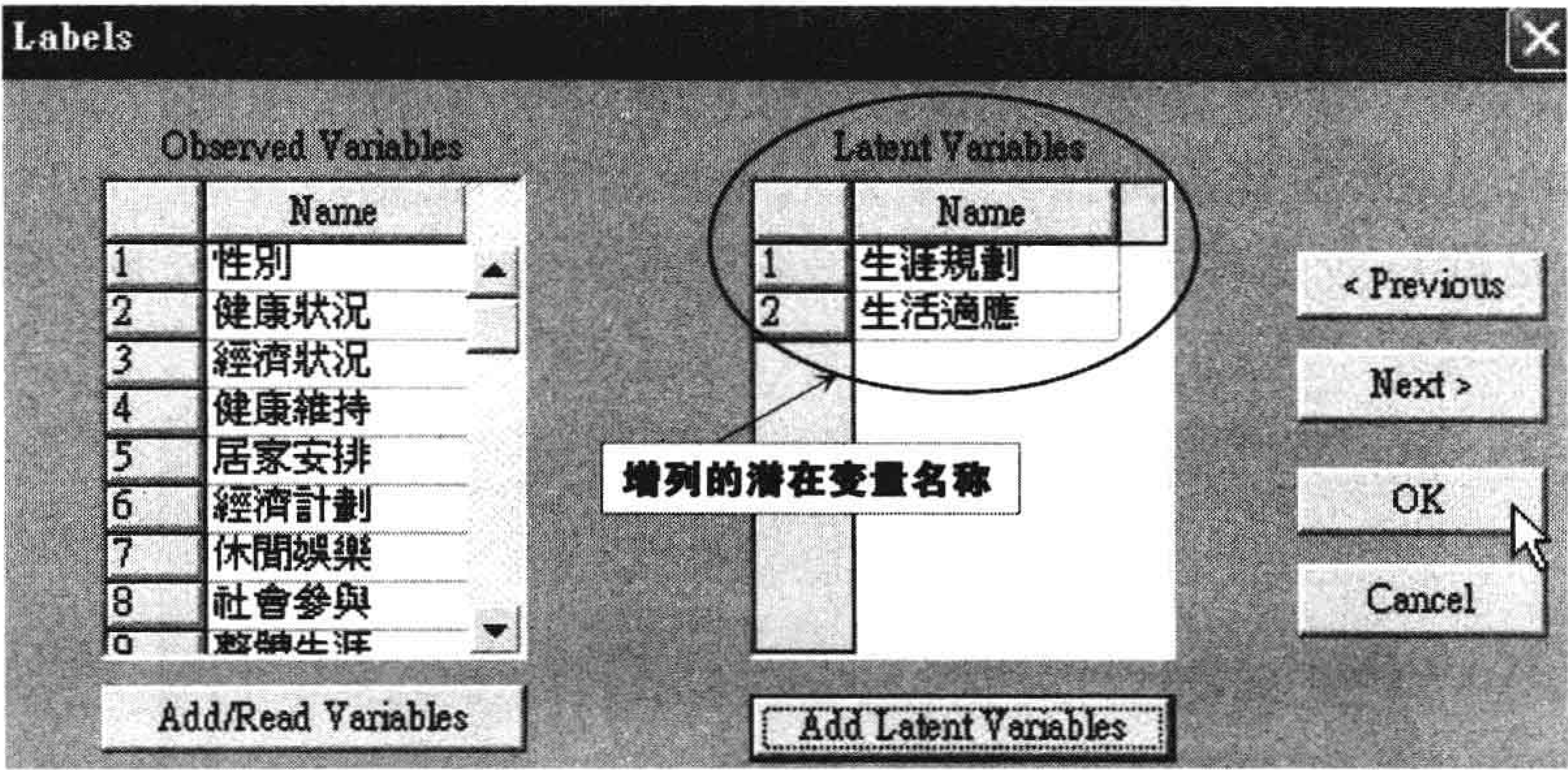


图 12-28

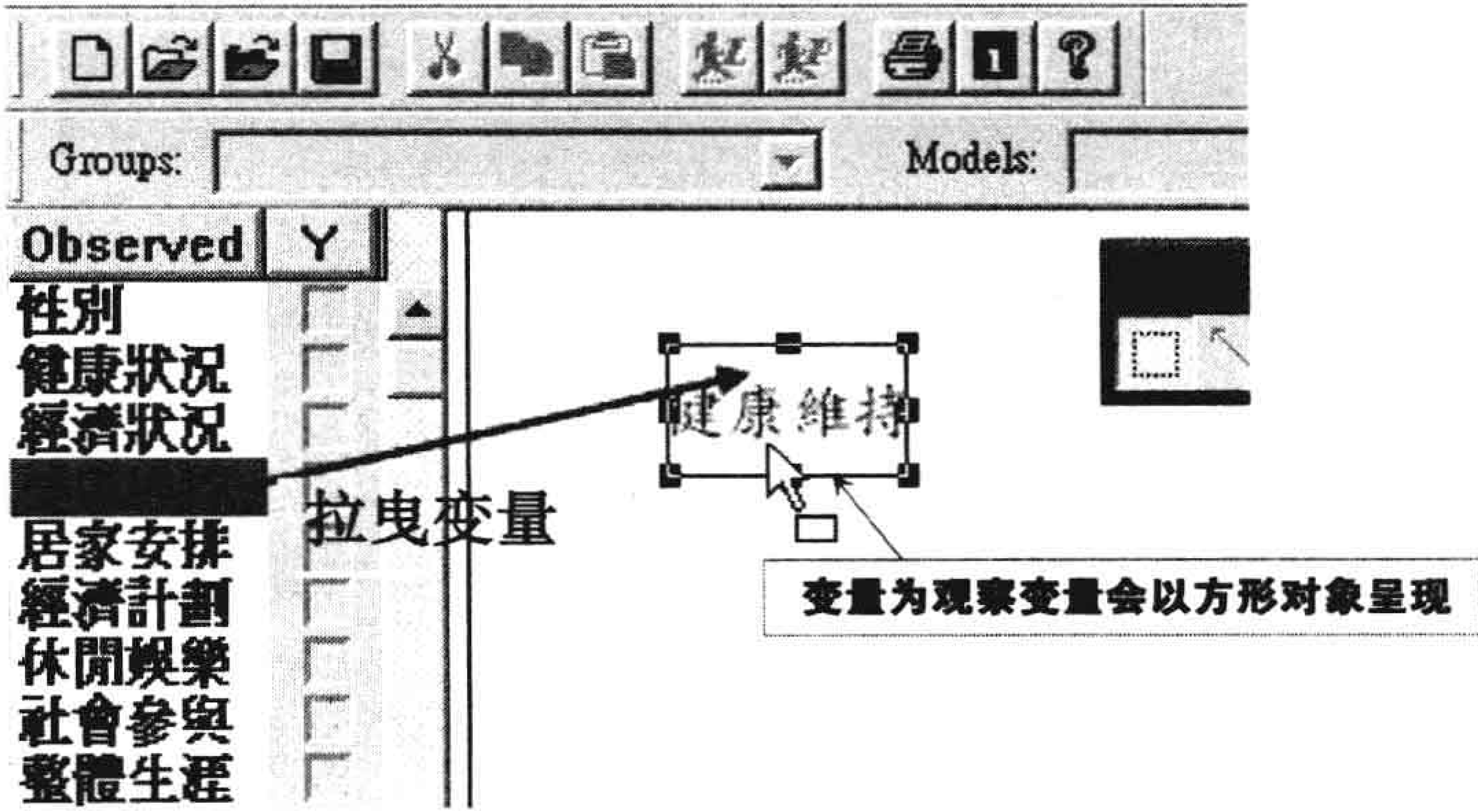


图 12-29

将两个因素构面之七个指标变量拉曳至右边绘图区中，若是观察变量的位置左右无法对齐，可选取绘图工具盒中的第一个工具图像钮⬚（Select），选取所有观察变量，执行功能列【Image】（影像）→【Align】（对齐）→【Left】（靠左对齐）/【Right】（靠右对齐）/【Top】（向上对齐）/【Bottom】（向下对齐）程序。

将两个因素构面之潜在变量拉曳至绘图区域之观察变量的右边。

若要绘制路径图单向的因果关系箭号，则在绘图工具方盒中选取第二个图像钮↖（One-way path），若要绘制误差协方差或因素间相关之双箭号，则选取第四个图像钮 ⤼（Error covariance or factor correlation）。

选取绘制单箭号↖图像钮（单方向路径），按住潜在变量的椭圆形对象（作为“因”变量者），此时潜在变量的椭圆形对象会变为黑色，按住鼠标左键不放，将箭头拉曳至其指标变量之观察变量的方框中（作为“果”变量者），此时观察变量的方框会变为黑色，之后再放开鼠标。

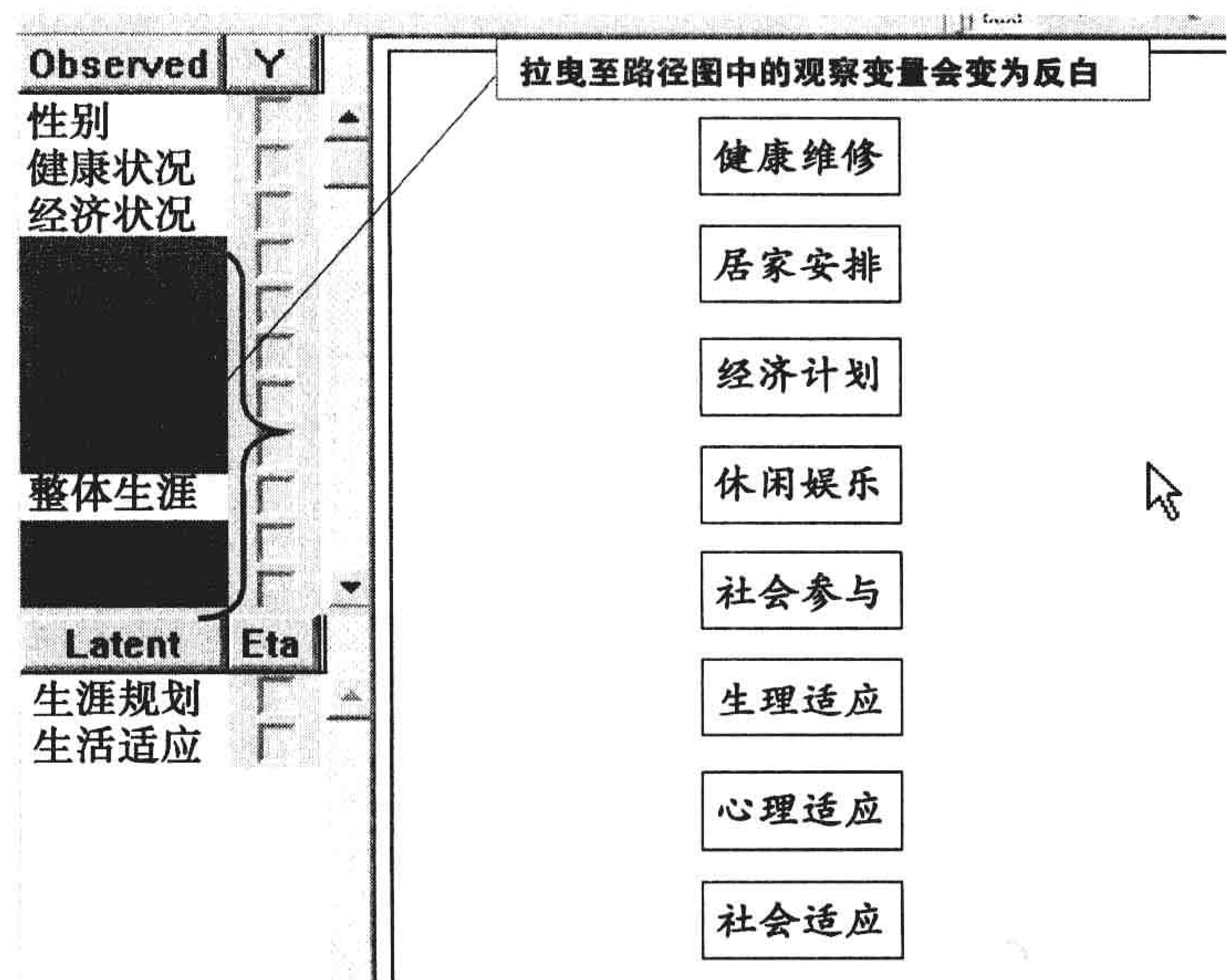


图 12-30

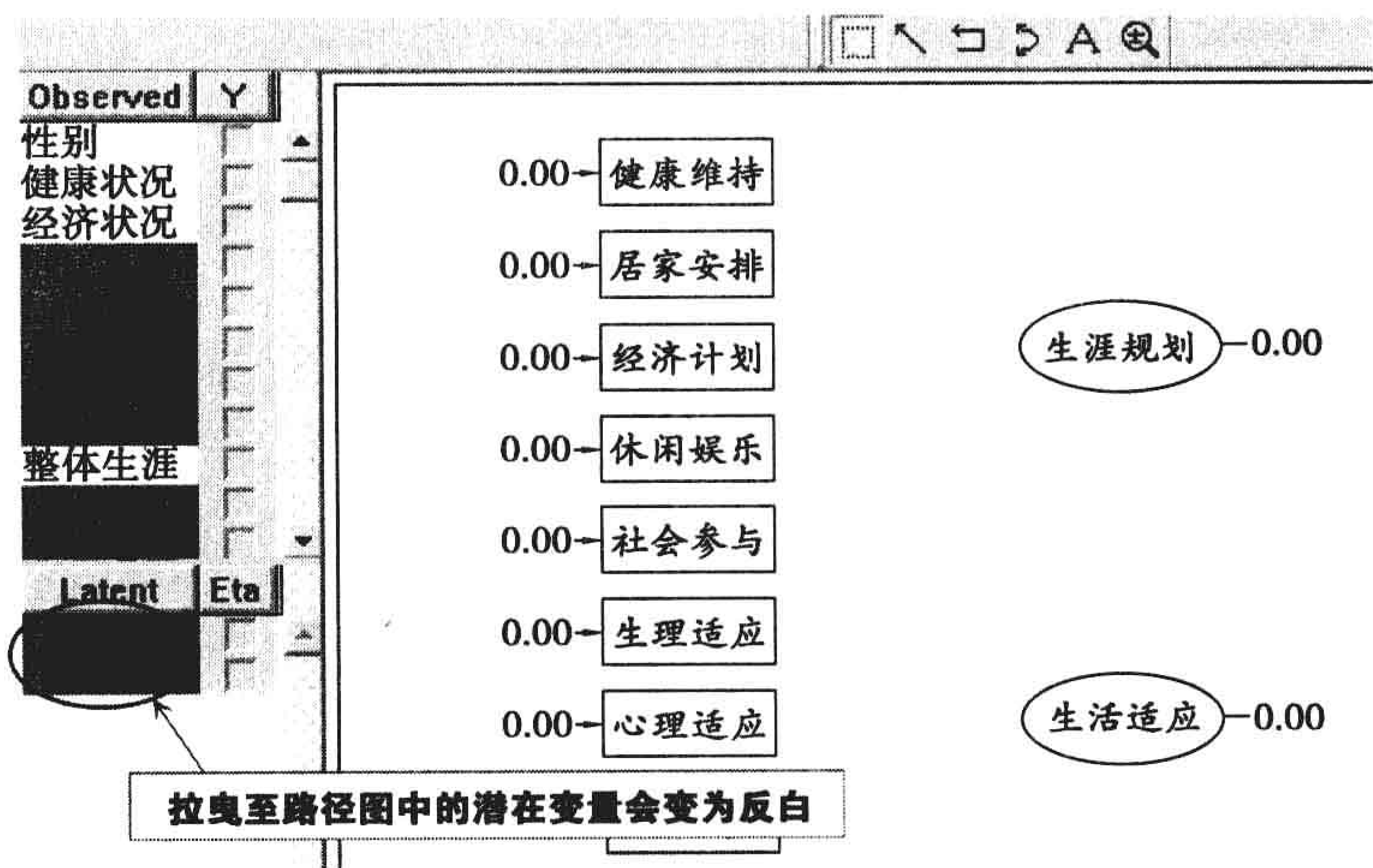


图 12-31

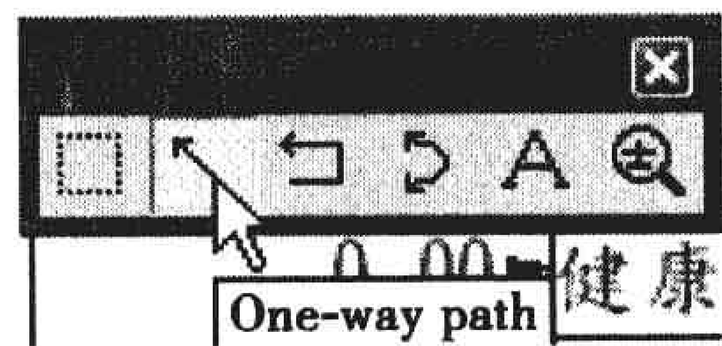


图 12-32

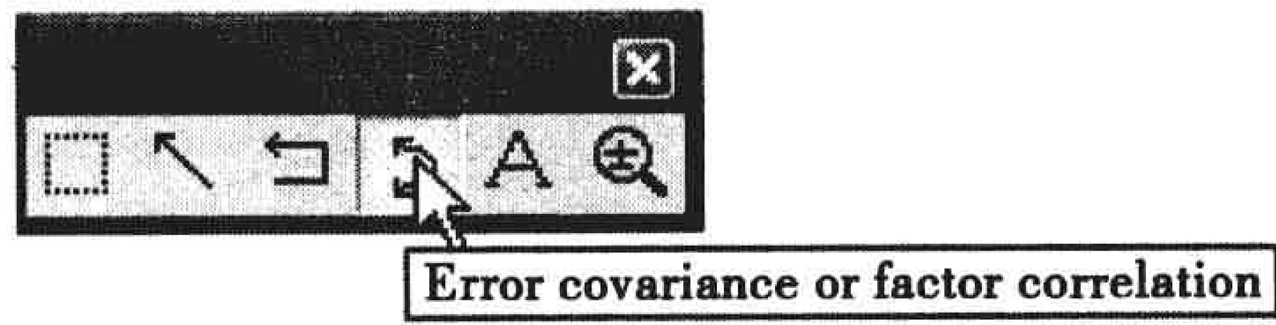


图 12-33

在变量拉曳过程中若没有设定成功，则会出现[Path Diagram Error]（路径图错误）的提示窗口：[Path must start and end with a variable; Error covariance must start and end with an error]，告知使用者路径绘制必须始于变量，而结束于另一变量，误差协方差必须始于误差项，而结束于误差项。

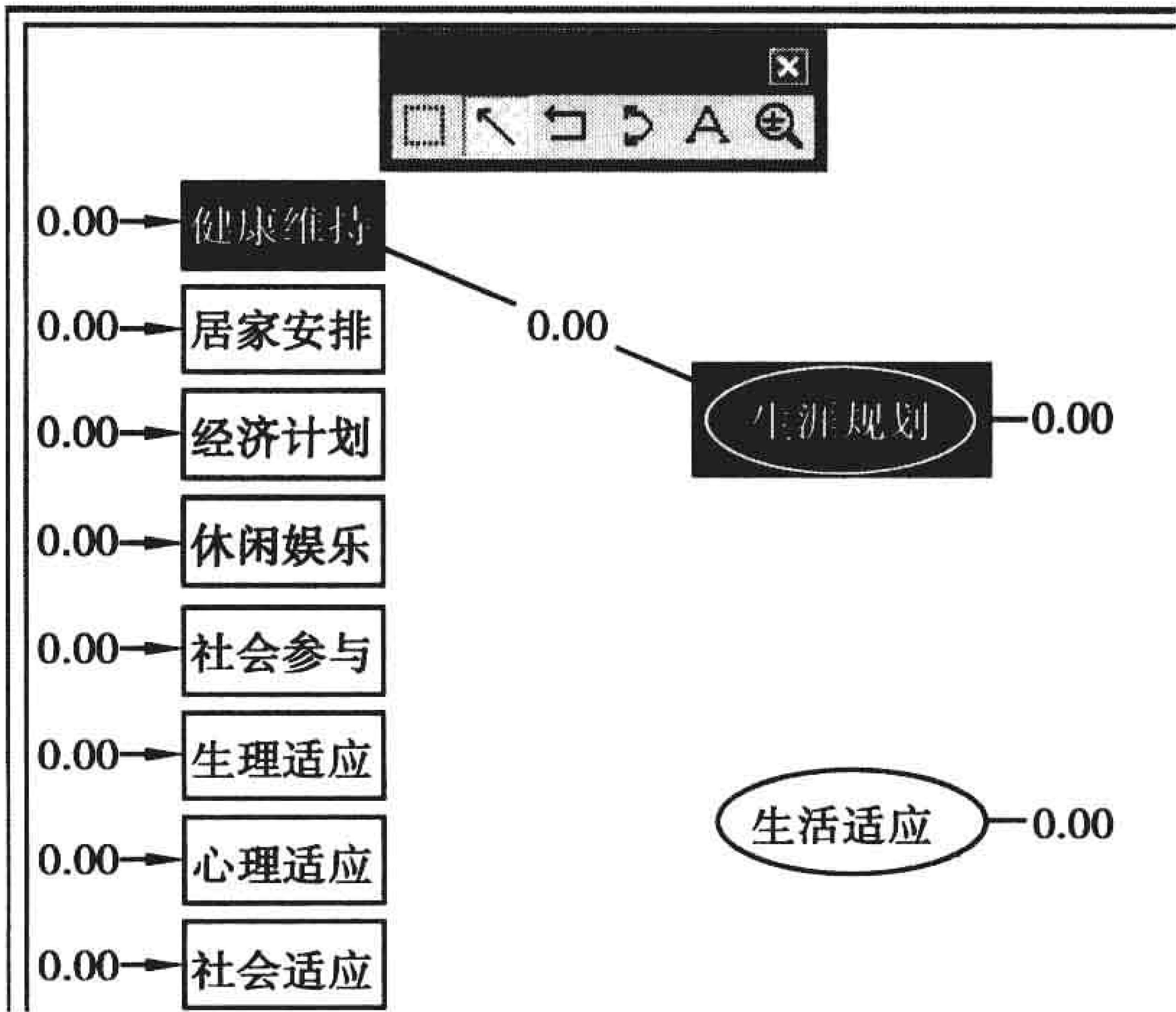


图 12-34

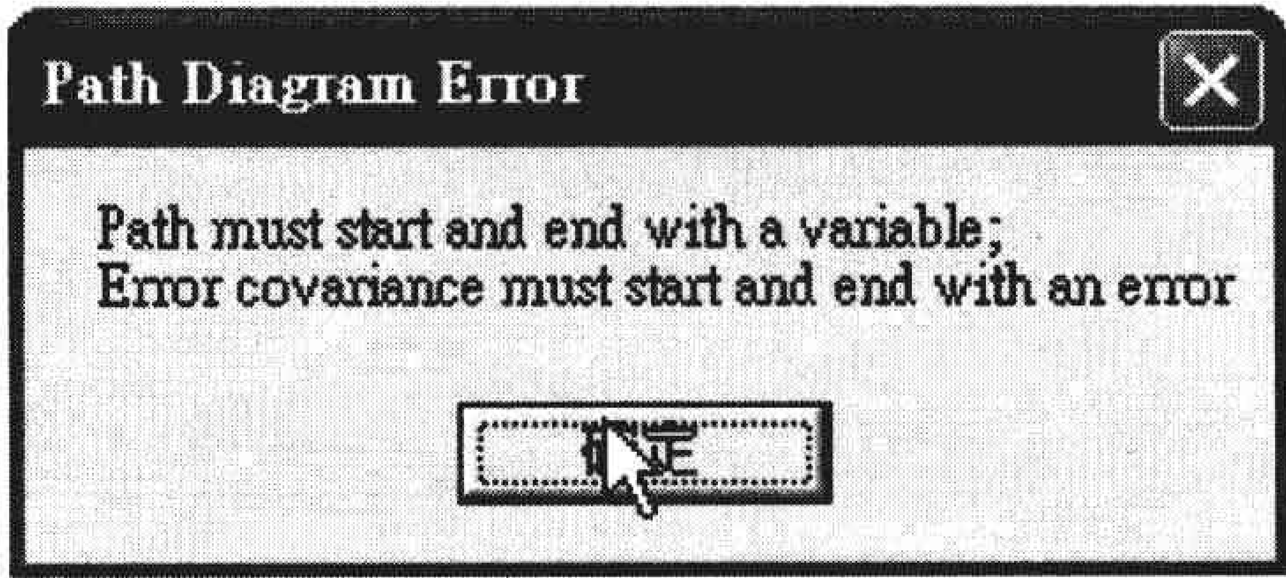


图 12-35

要绘制两个潜在变量(因素构念)间之共变关系,于绘图工具箱中选取 ⮌ 图像钮(Error covariance or factor correlation)。要绘制因素层面间的共变关系,按住椭圆形对象右边的数字 0.00 处,之后再直接拉曳至另一个椭圆形对象右边的数字 0.00。

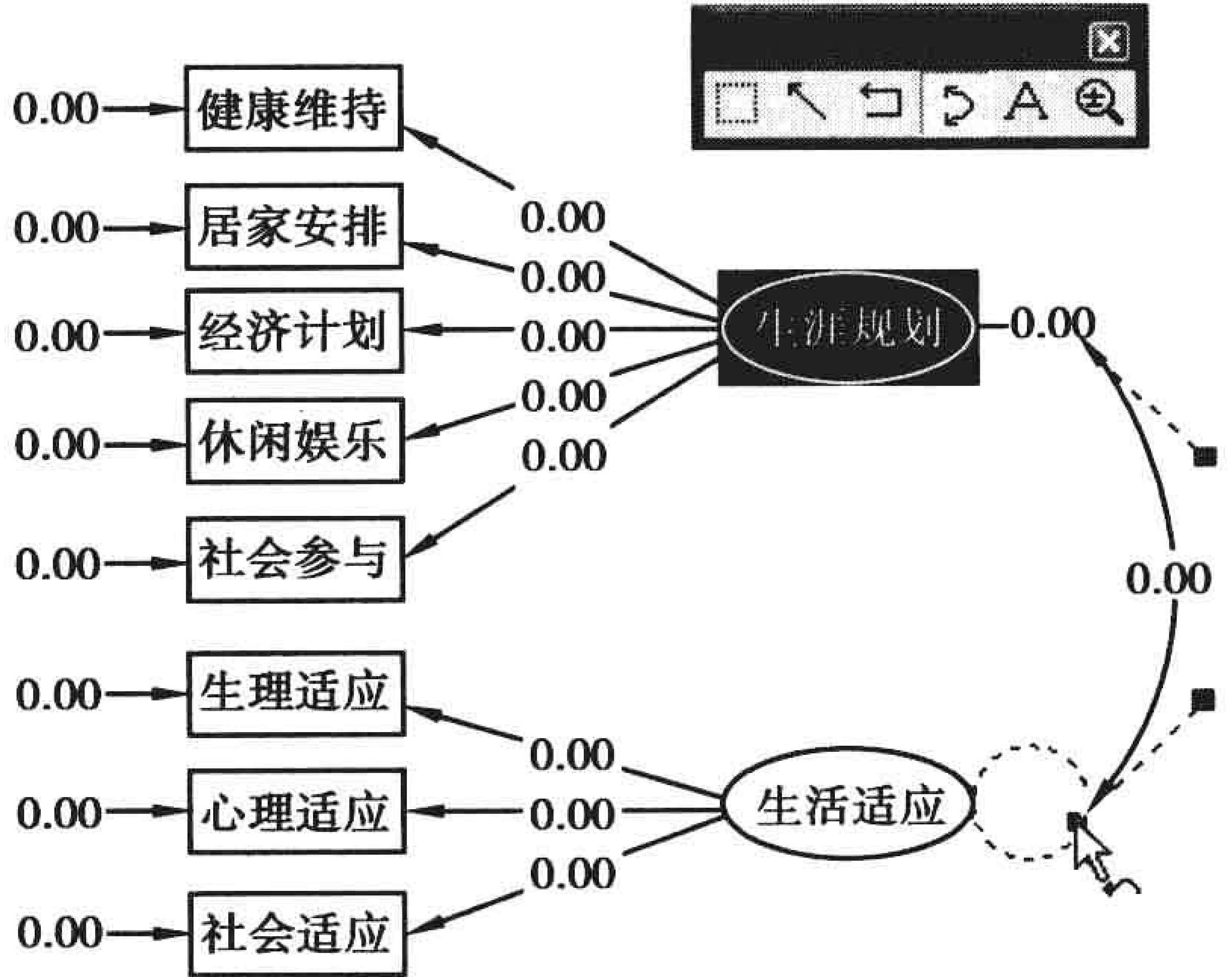


图 12-36

绘制完成的二因子 CFA 路径图如下:

绘制完的路径图若有错误,也可以利用绘图图像钮 ⬚ (Select)选取路径,再按【Delete】

(删除)键,可将原先绘制的单箭号或双箭号删除。在已建立变量间路径关系的路径图中删除变量,会出现以下的警告讯息窗口(Path Diagram Warning):"删除变量后,模型要重新绘制,原先的路径模型会变为无效,所有绘制的路径会消失,您要继续吗?"(With deletion of variable, the model will be reinitialized. In case that the model becomes invalid, all paths will be lost. Do you want to continue?)若研究者要删除变量则按【是(Y)】按钮。

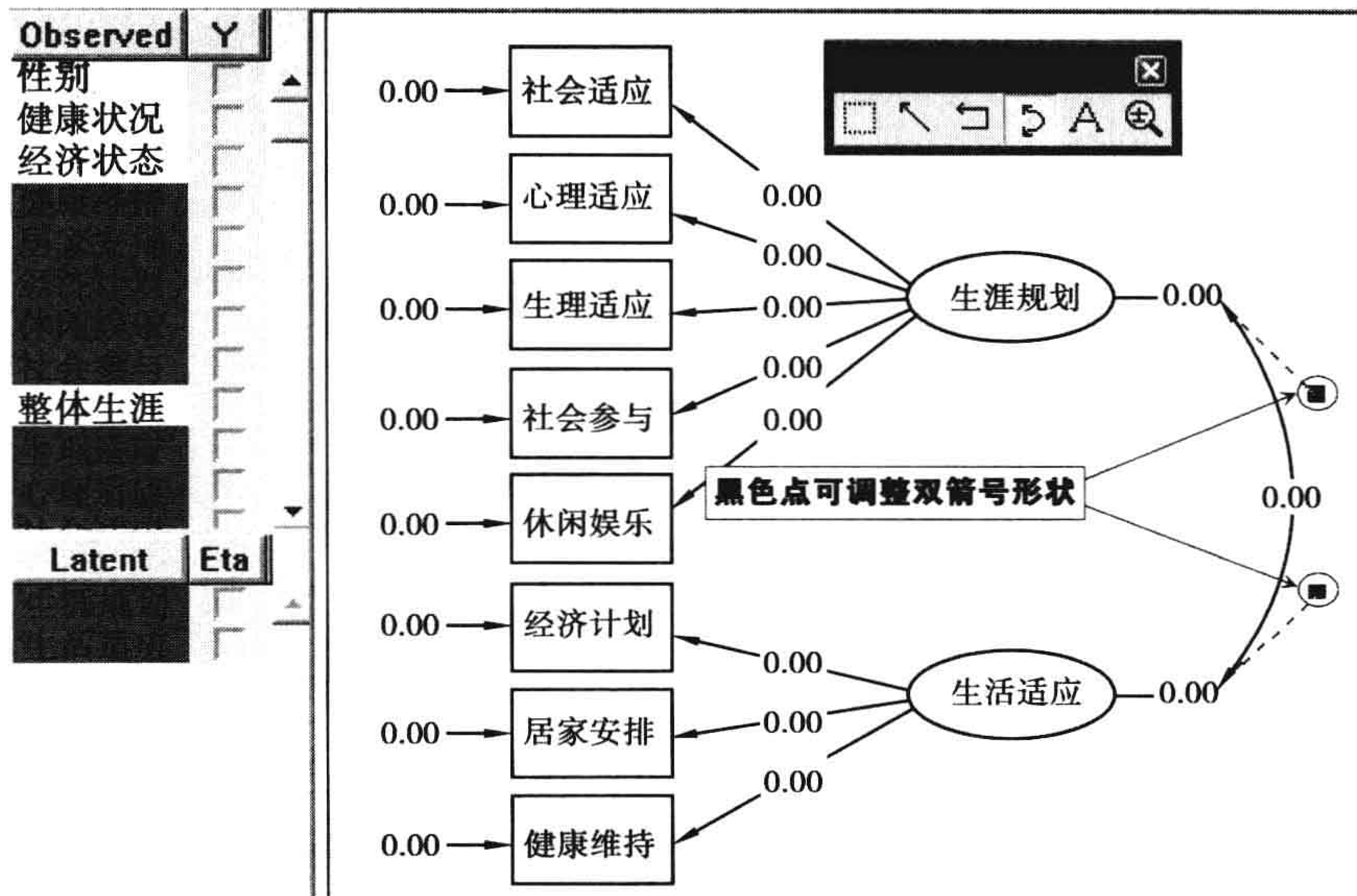


图 12-37

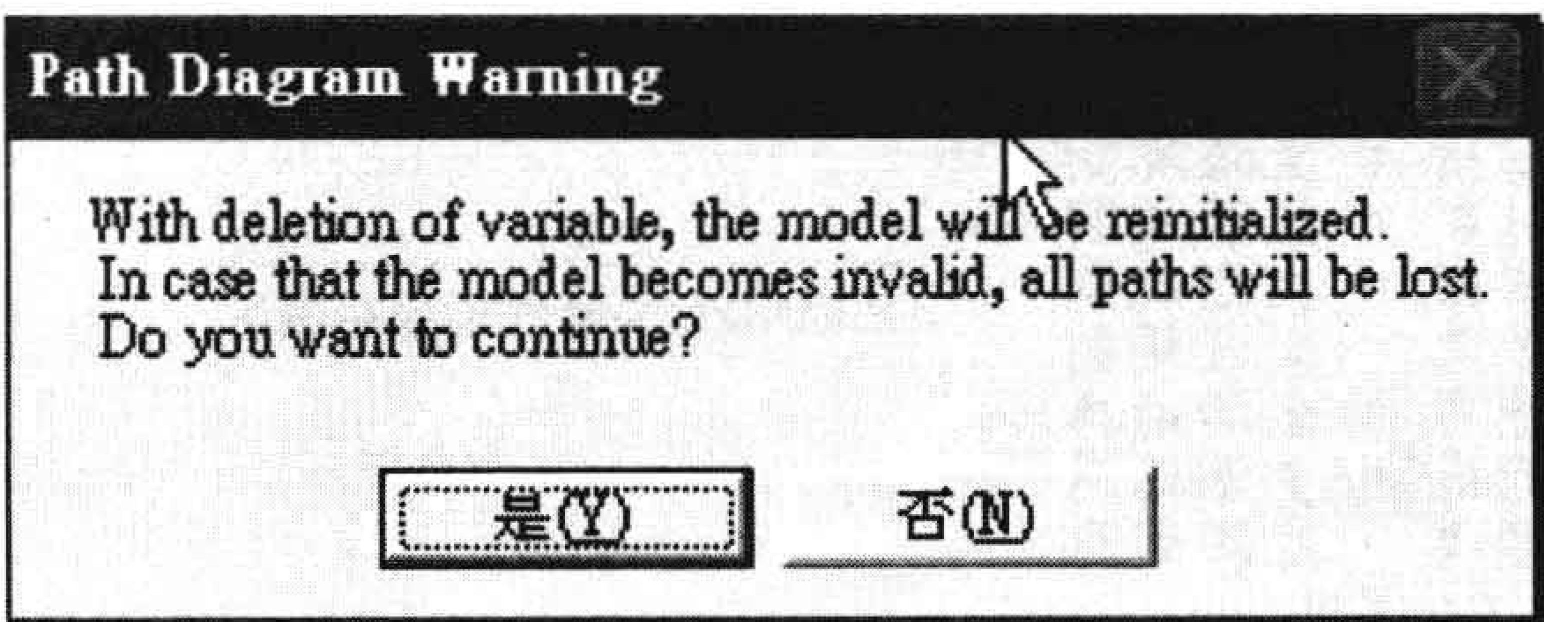


图 12-38

步骤 5

路径图绘制完成后可将之转换为 SIMPLIS 的语法,执行功能列【Setup】(设定)→【Build SIMPLIS Syntax F8】(建立 SIMPLIS 语法)程序,LISREL 会自动将研究者依假设模型图绘制的路径图转换成 SIMPLIS 的语法程序。

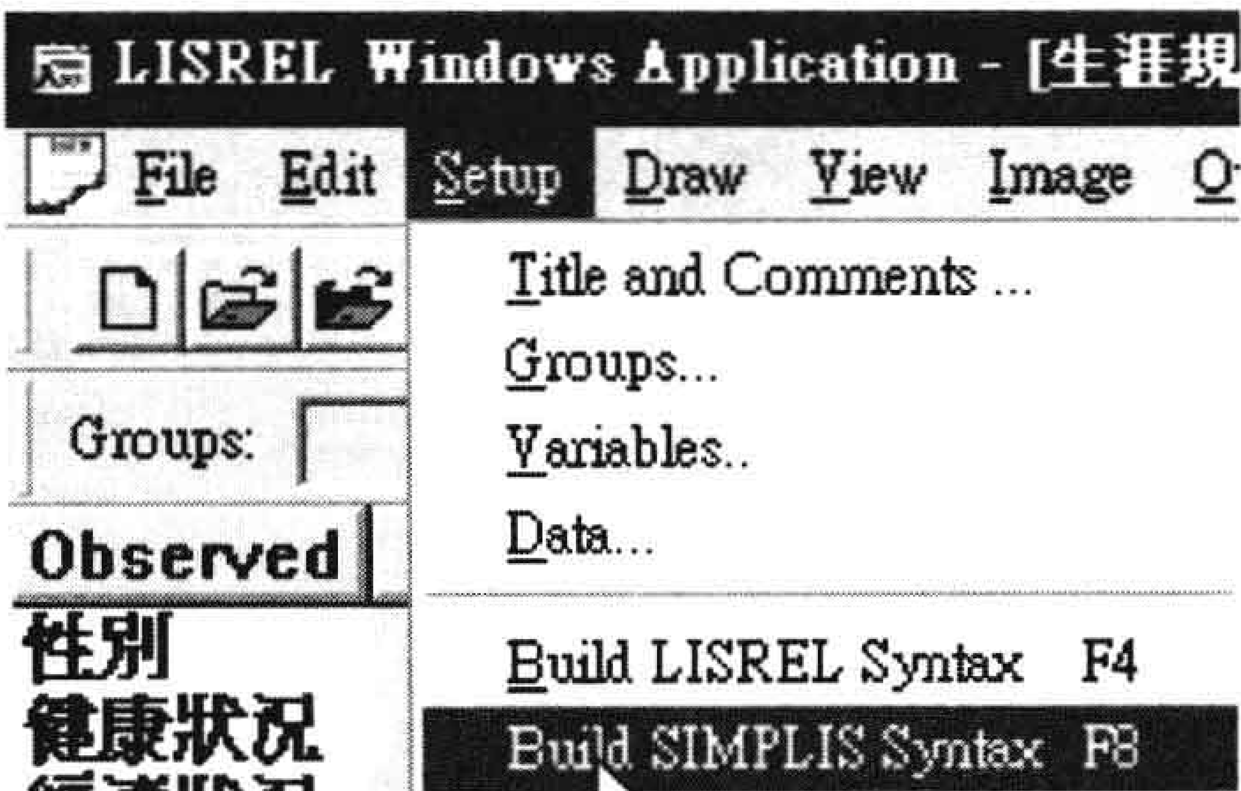


图 12-39

LISREL 自动将路径图转换成 SIMPLIS 的语法程序窗口界面,此时按工具列执行图像钮(Run LISREL),会执行 SIMPLIS 语法程序。并在语法程序中出现界定观察变量的 SIMPLIS 关键字[Observed Variables],因为在关键

字[Relationships]中已界定测量变量间的因果关系。此外,在语法程序也没有界定样本数关键字[Sample Size],此时表示“生涯规划.psf”中所有的数据均为分析的样本数。在语法程序中,研究者也可以利用输出指令[Options]来界定输出格式或利用[LISREL Output]来设定输出的格式。如[Options: RS IT = 250 ND = 2 AD = OFF ME = ML]。RS 表列出残差、IT 为迭代次数、ND 为小数点位数、ME 为模型估计方法、AD(Admissibility check)设定为关闭状态等。

```
Raw Data from file' D:\第 12 章\生涯规划. psf'
Latent Variables 生涯规划  生活适应
Relationships
健康维持 = 生涯规划
居家安排 = 生涯规划
经济计划 = 生涯规划
休闲娱乐 = 生涯规划
社会参与 = 生涯规划
生理适应 = 生活适应
心理适应 = 生活适应
社会适应 = 生活适应
Path Diagram
End of Problem
```



图 12-40

假设模型图可以收敛估计,标准化估计值的模型图如下,模型的自由度为 19、卡方值等于 157.32、显著性概率值 p 等于 0.000、RMSEA 值等于 0.125。

若研究者要继续修改之前存档的路径图,可执行以下步骤:执行功能列【File】→【Open】程序,可开启[开启旧档]对话窗口。

在[开启旧档]对话窗口中,[文件类型(T)]右边下拉式选项中选取路径图类型[Path Diagram(* . pth)],选取路径图的文件→按【开启】钮。

步骤 6

假设模型之路径图绘制完成后,其输出选项包括 SIMPLIS、LISREL,若研究者想以 SIMPLIS 的格式输出,执行功能列【Output】→【SIMPLIS Outputs】;若要以 LISREL 的格式输出结果,执行功能列【Output】→【LISREL Outputs】。

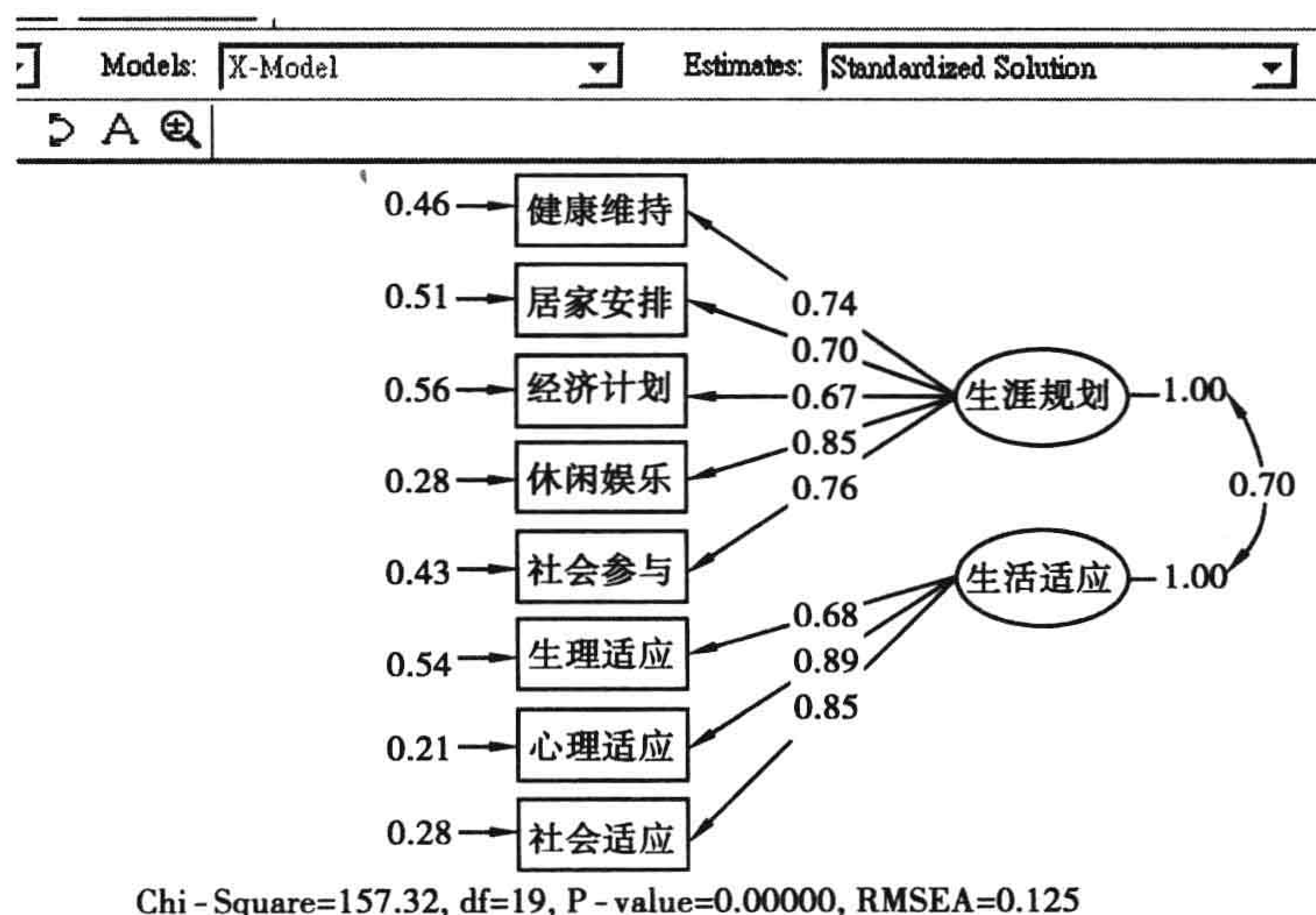


图 12-41

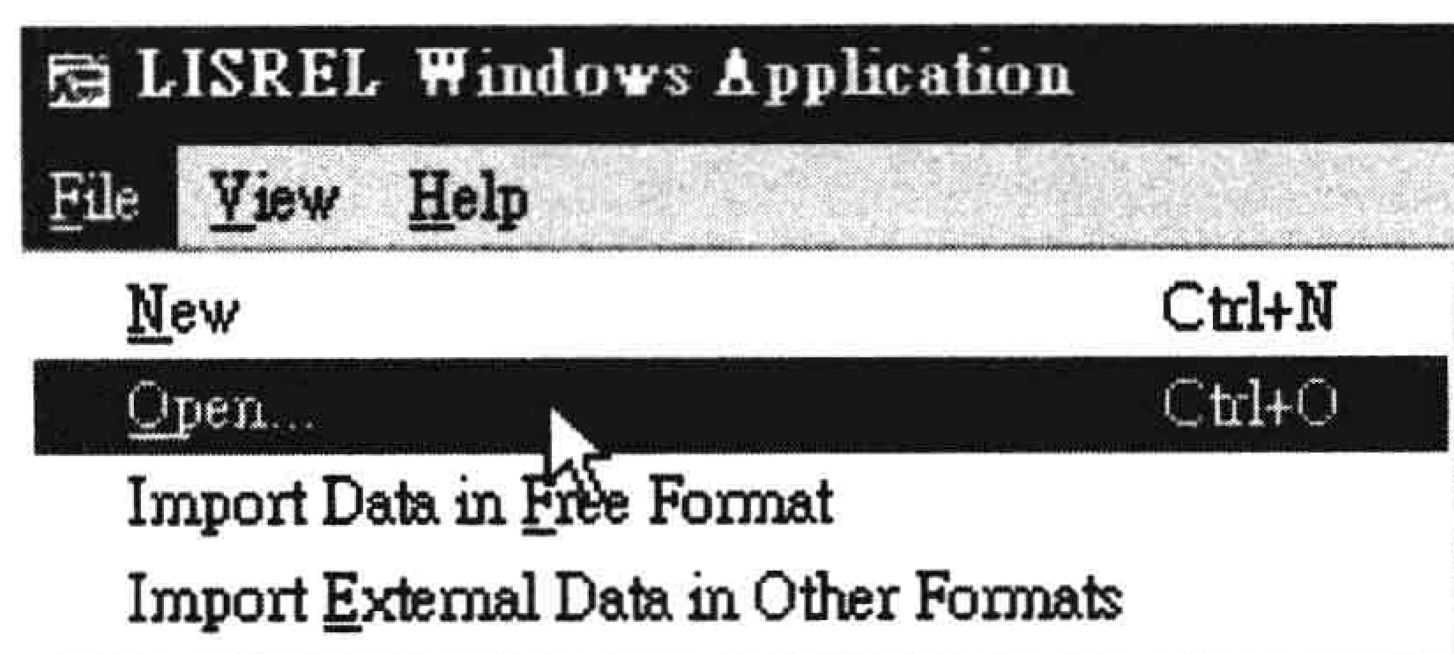


图 12-42

执行功能列【Output】→【SIMPLIS Output】程序,可开启[SIMPLIS Output]对话窗口,窗口中可设定模型的估计方法,在估计方法(Method of Estimation)方盒中,共有七种:工具性变量法(Instrumental Variables,IV 法)、两阶段最小平方法(Two-stage Least Squares,TSLS 法)、未加权最小平方法(Unweighted Least Squares,ULS 法)、一般化最小平方法(Generalized Least Squares,GLS 法)、加权最小平方法(Weighted Least Squares,WLS 法)、最大概似法(Maximum Likelihood,ML 法)、对角线加权平方法(Diagonally Weighted Least Squares,DWLS 法),其中内定的模型估计法为[◉Maximum Likelihood](最大概似法)。最大迭代数(Maximum Number of Iteration)预设值为 250,输出结果的小数点位置预设为小数第二位,这部分研究者均可以更改。

在原先二因子之 CFA 模型中,研究者可于 SIMPLIS 语法编辑区根据修正指标值,增



图 12-43

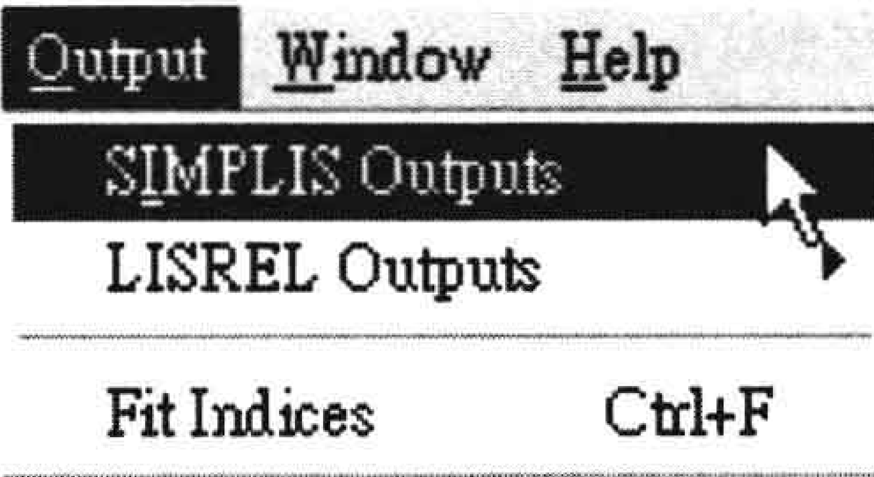


图 12-44

列相关参数设定,如于路径图中增列观察变量健康维持与居家安排的测量误差项间有相关、观察变量生理适应与社会适应的测量误差项间有相关,并界定两个共同因素间互为独立,彼此间没有相关。

上述假设模型图的 SIMPLIS 语法指令,可修改原先之 SIMPLIS 语法指令,这样较为方便。此外,也可以根据研究者所需,增列输出之相关指令语法,如 LISREL Output。

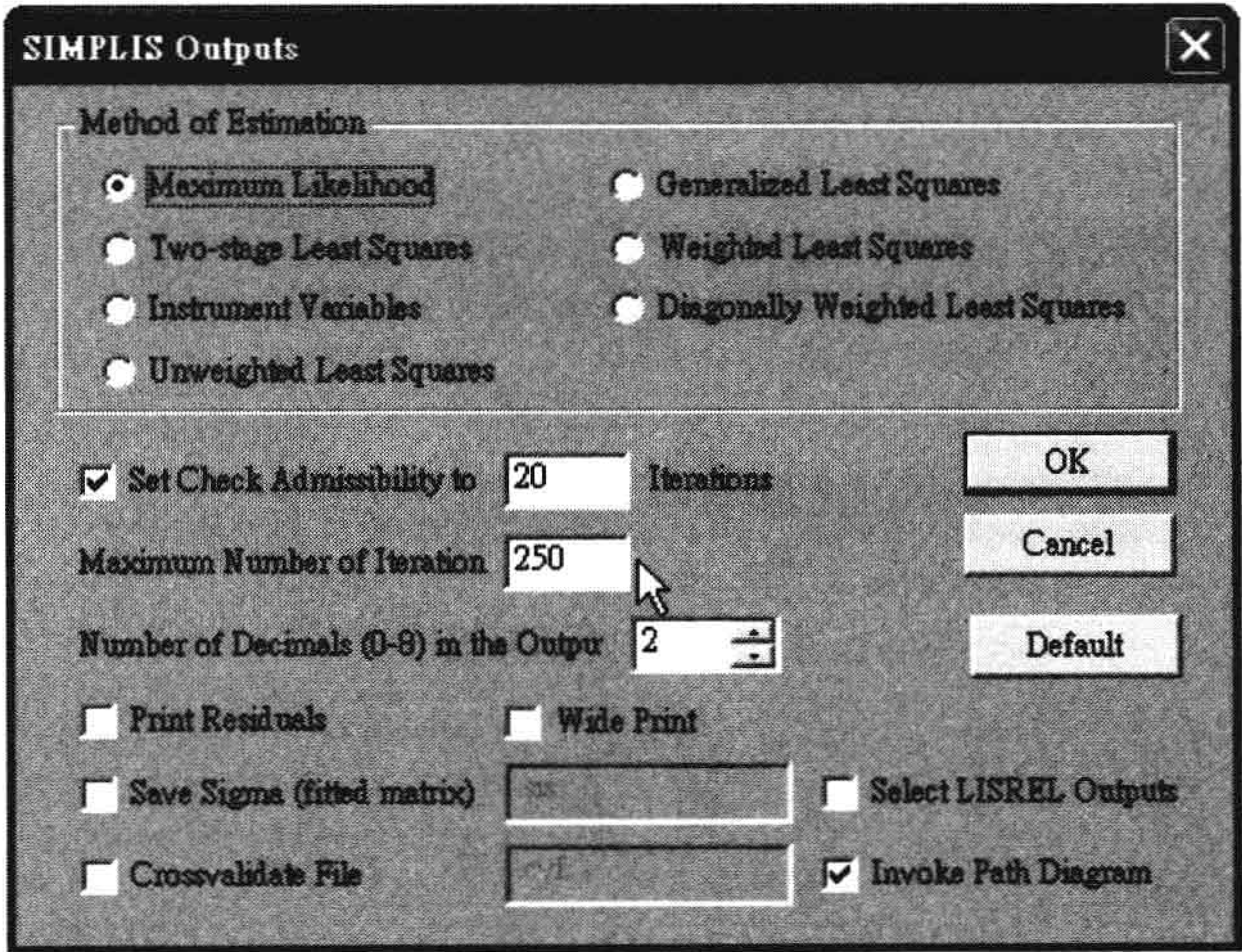


图 12-45

Raw Data from file' D:\第 12 章\生涯规划. psf'
Latent Variables 生涯规划 生活适应
Relationships
健康维持 = 生涯规划
居家安排 = 生涯规划
经济计划 = 生涯规划
休闲娱乐 = 生涯规划
社会参与 = 生涯规划

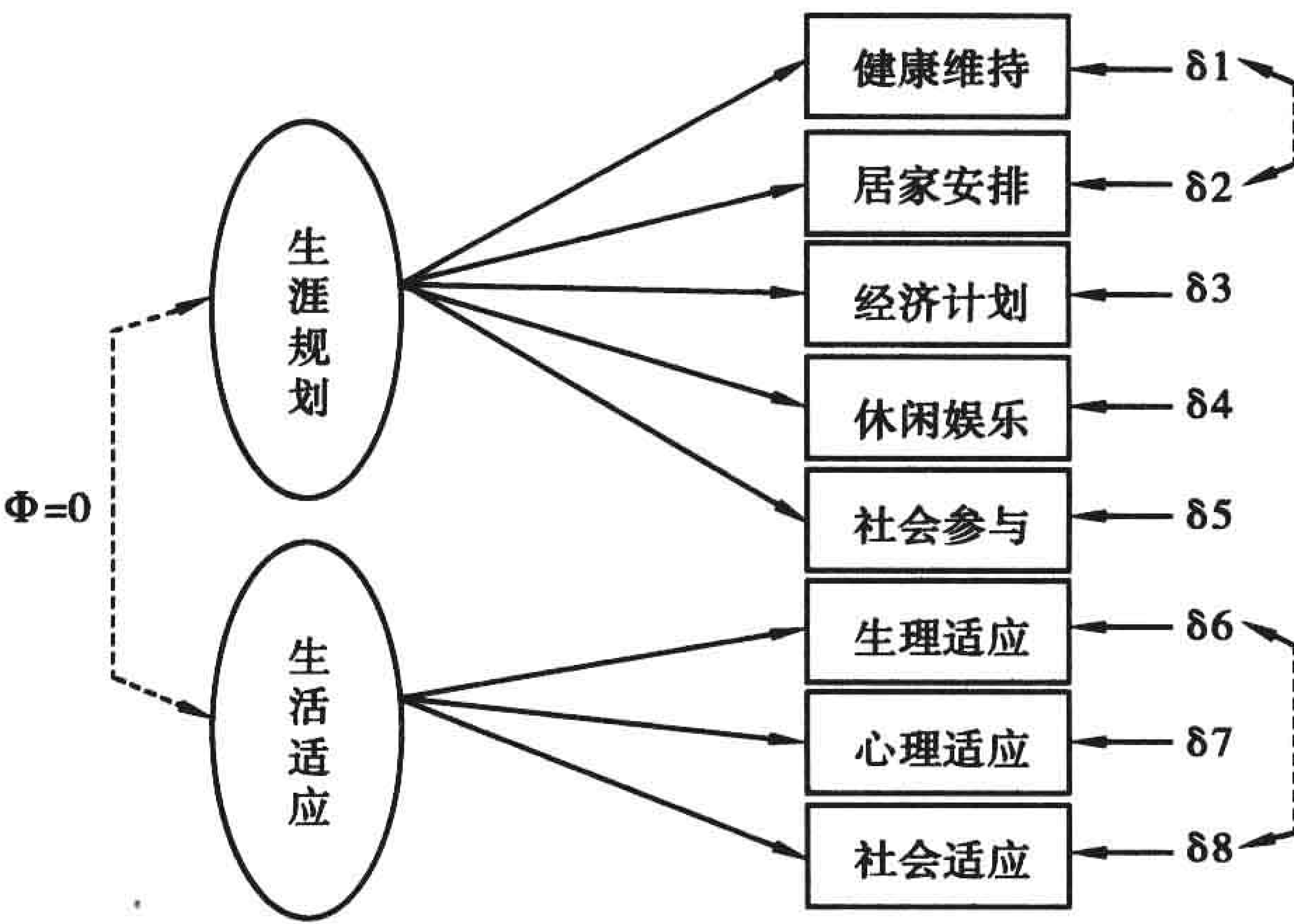


图 12-46

生理适应 = 生活适应
心理适应 = 生活适应
社会适应 = 生活适应
Set the Error Covariance of 健康维持 and 居家安排 Free
Set the Error Covariance of 社会适应 and 生理适应 Free
Set the Covariance between of 生涯规划 and 生活适应 to 0
Options：RS
Path Diagram
End of Problem

12.2　因果模型图的绘制[一]

在中学退休人员生涯规划与生活适应的因果模型图中，外因潜在变量(ξ1)为生涯规划，内因潜在变量为生活适应(η1)。

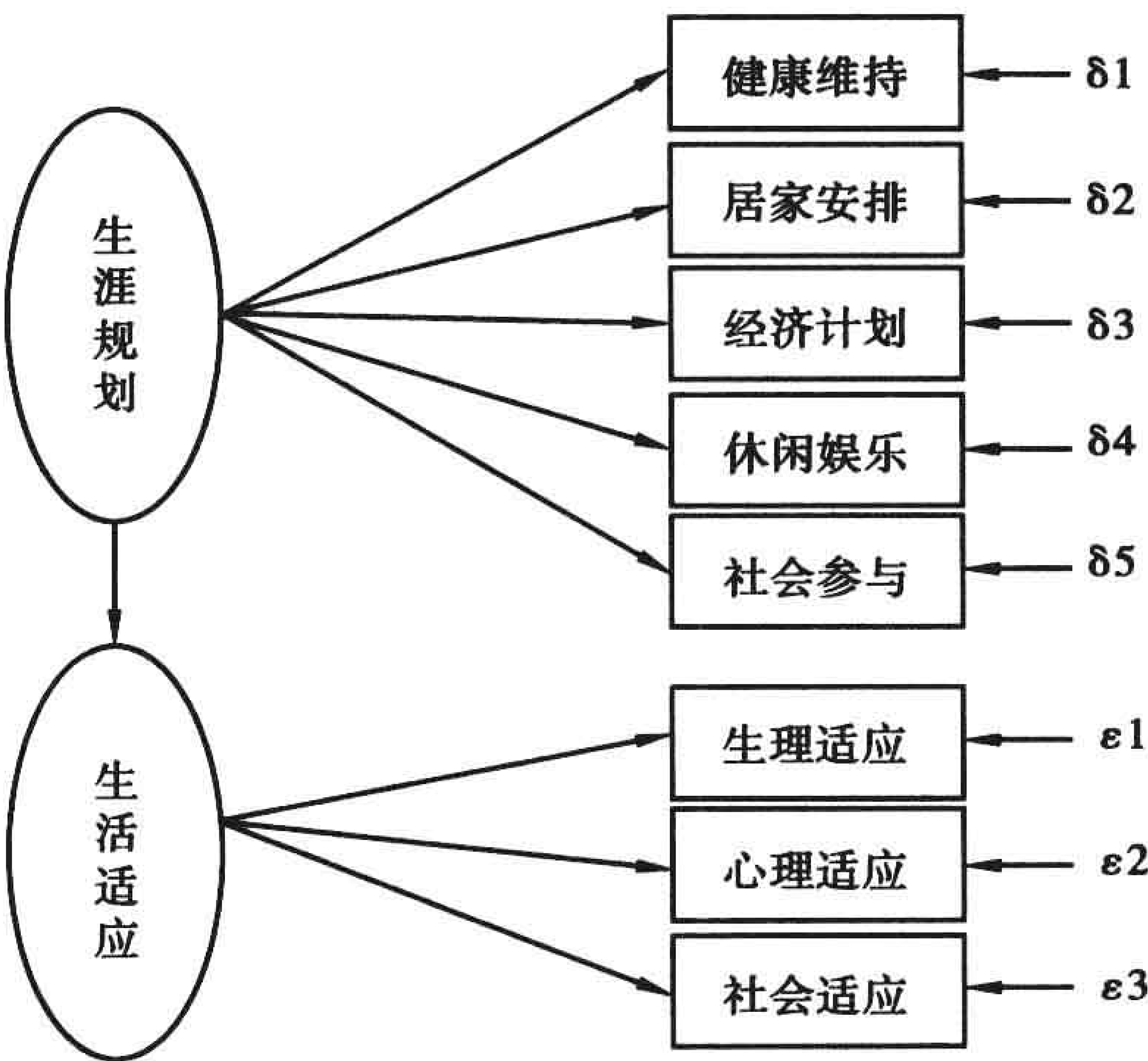


图 12-47

设定观察变量与潜在变量

执行功能列【Setup】→【Variables】程序，开启[Labels]对话窗口，汇入观察变量文件与设定模型之潜在变量。

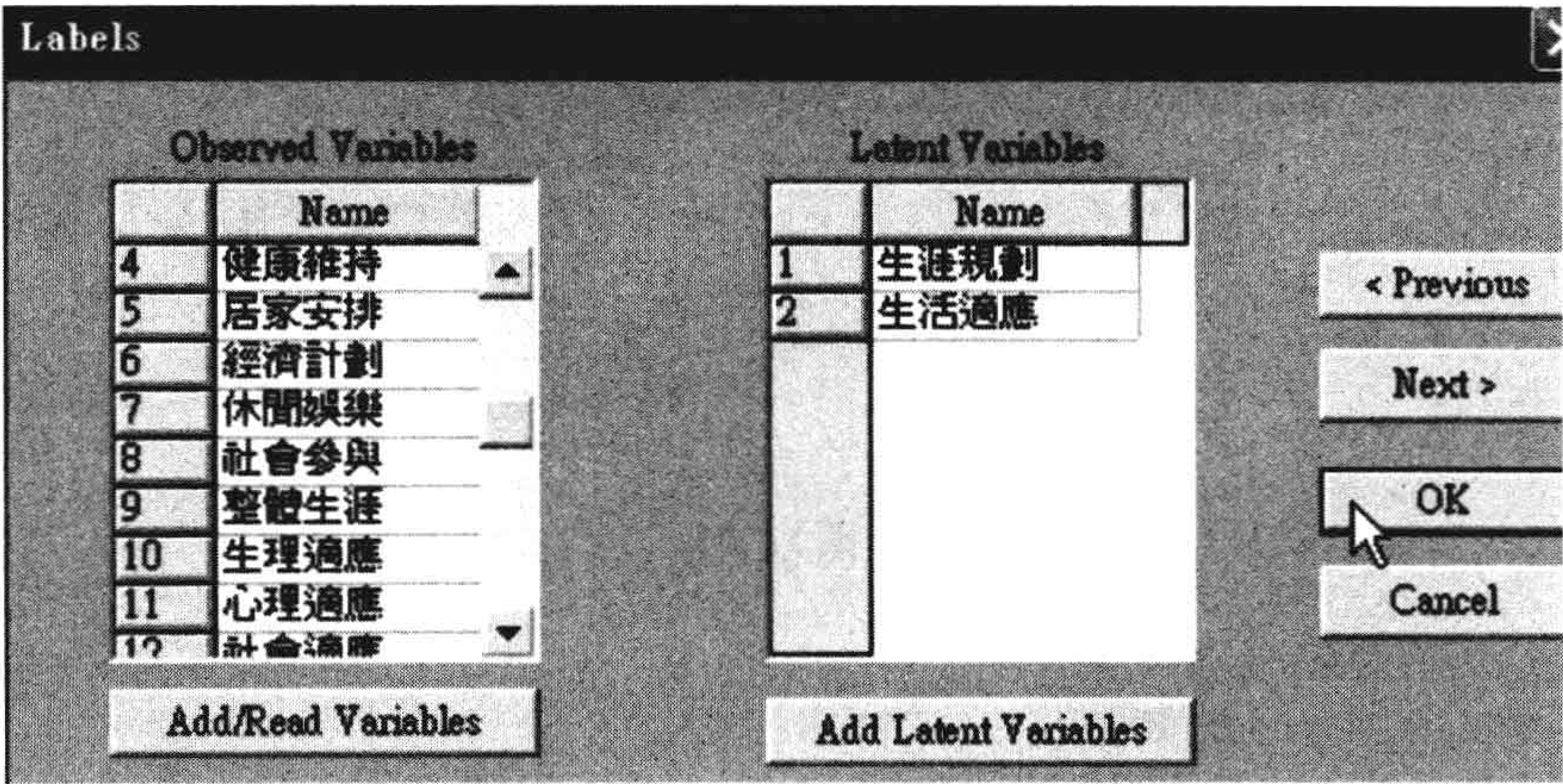


图 12-48

潜在内因变量为生活适应，其指标变量为生理适应、心理适应、社会适应，三个指标变量要在其右边的方框中按一下，让方框□符号内新增一个“×”号，使其变为☒符号，内因潜在变量生活适应右边的 Eta 栏也要设定为☒符号，表示生活适应潜在变量为 ETA 变量（表示此变量为内因/衍潜在变量）。

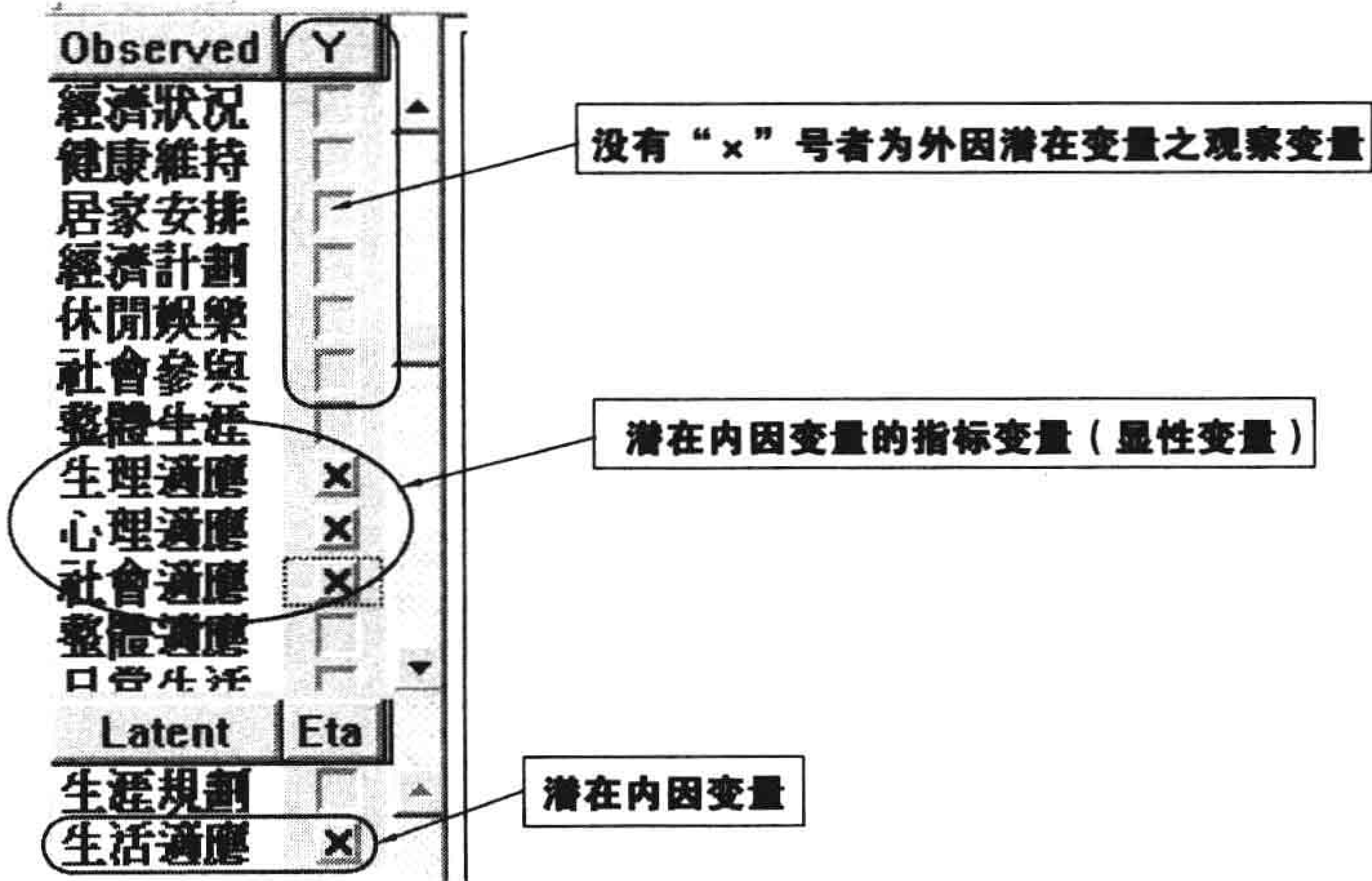


图 12-49

绘制因果模型图

将外因潜在变量五个观察变量拉曳至绘图区中，选取绘图工具盒中的第一个工具图像钮⬚（Select），选取所有观察变量，执行功能列【Image】（图像）→【Align】（对齐）→【Left】（靠左对齐），五个观察变量会靠左对齐。若是图像对象的水平间距或垂直间距要设定相同，执行功能列【Image】→【Even Space】（图像间距）→【Horizontally】（水平间距）/

【Vertically】(垂直间距)程序。

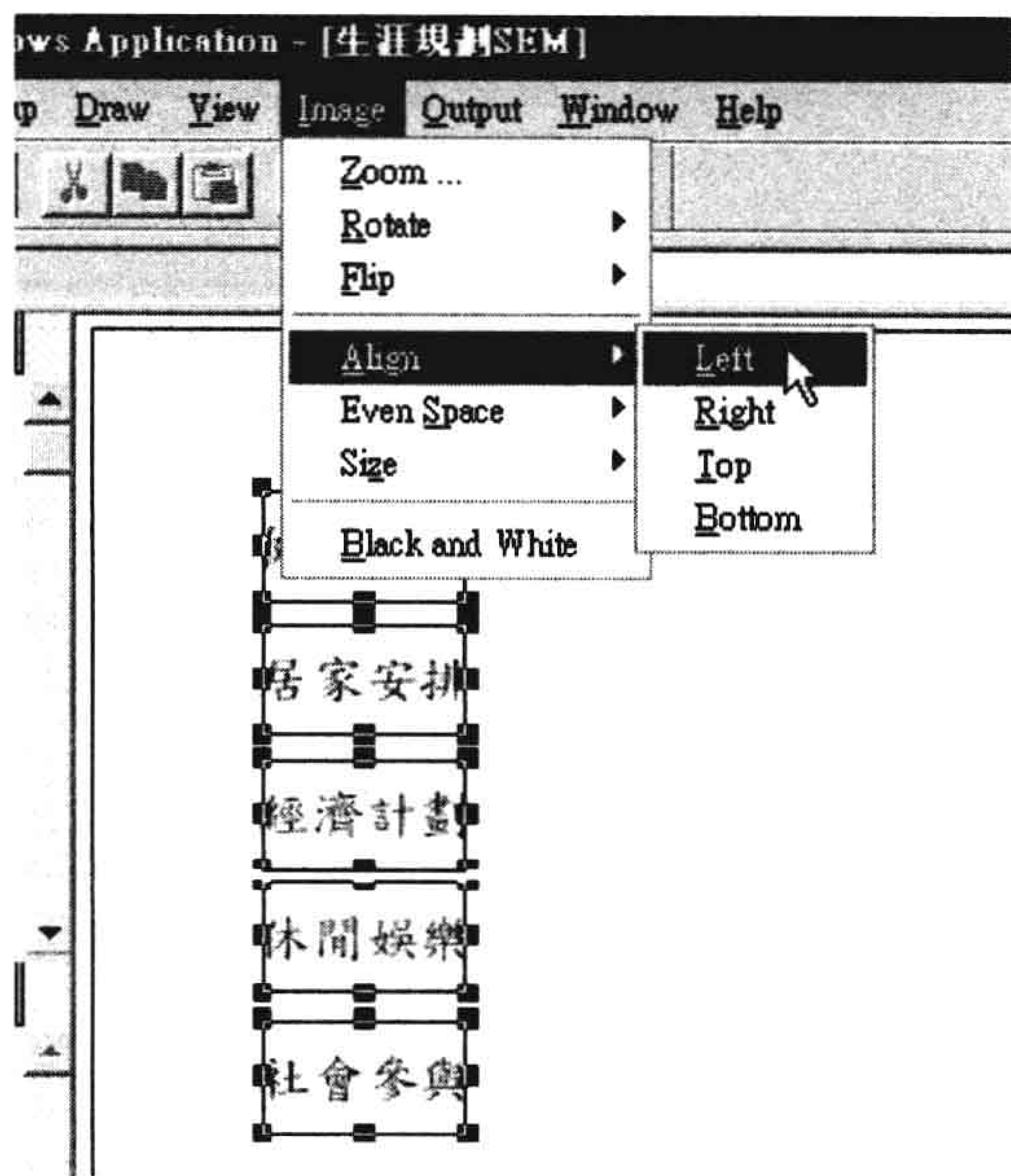


图 12-50

将外因潜在变量生涯规划拉曳至其五个指标变量的右边,此时观察变量方形对象的左边会出现数值 0.00。

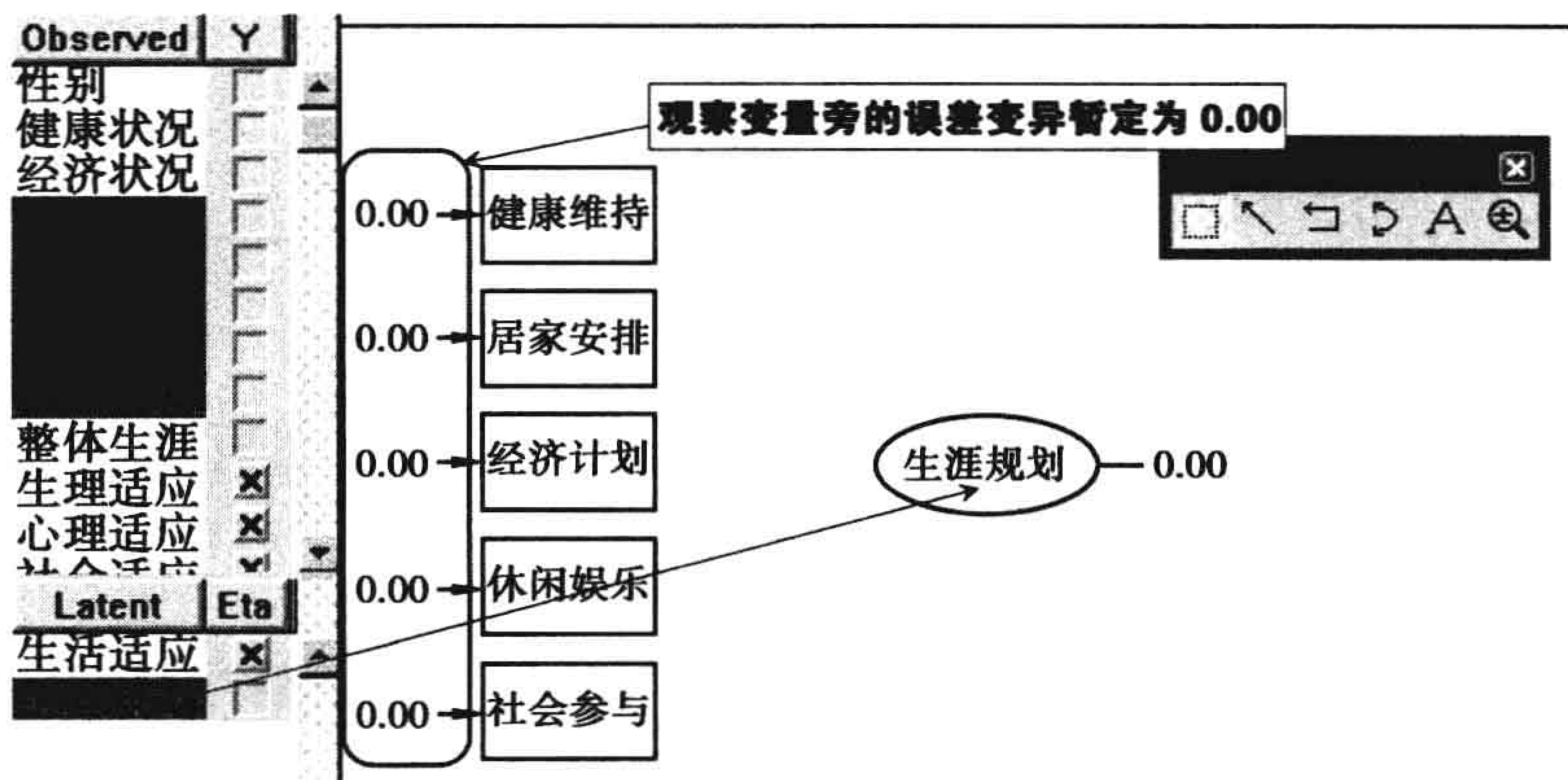


图 12-51

如果将内因潜在变量生活适应拉曳至绘图区之外因潜在变量的右边,此时画面会出现[The model becomes invalid, you need to redraw all the paths. Do you want to continue?],提示语告知使用者[模型变为无效模型,必须重绘所有路径,要继续?],由于增列的变量属性(内因潜在变量或内因潜在变量的指标变量)与原先变量不同(外因潜在变量及外因潜在变量的观察变量),路径图才会出现警告提示语→按【是(Y)】钮,原先潜在变量旁的 0.00数字会消失。

将内因潜在变量生活适应的三个指标变量拉曳至绘图区中生活适应椭圆形对象的右边。

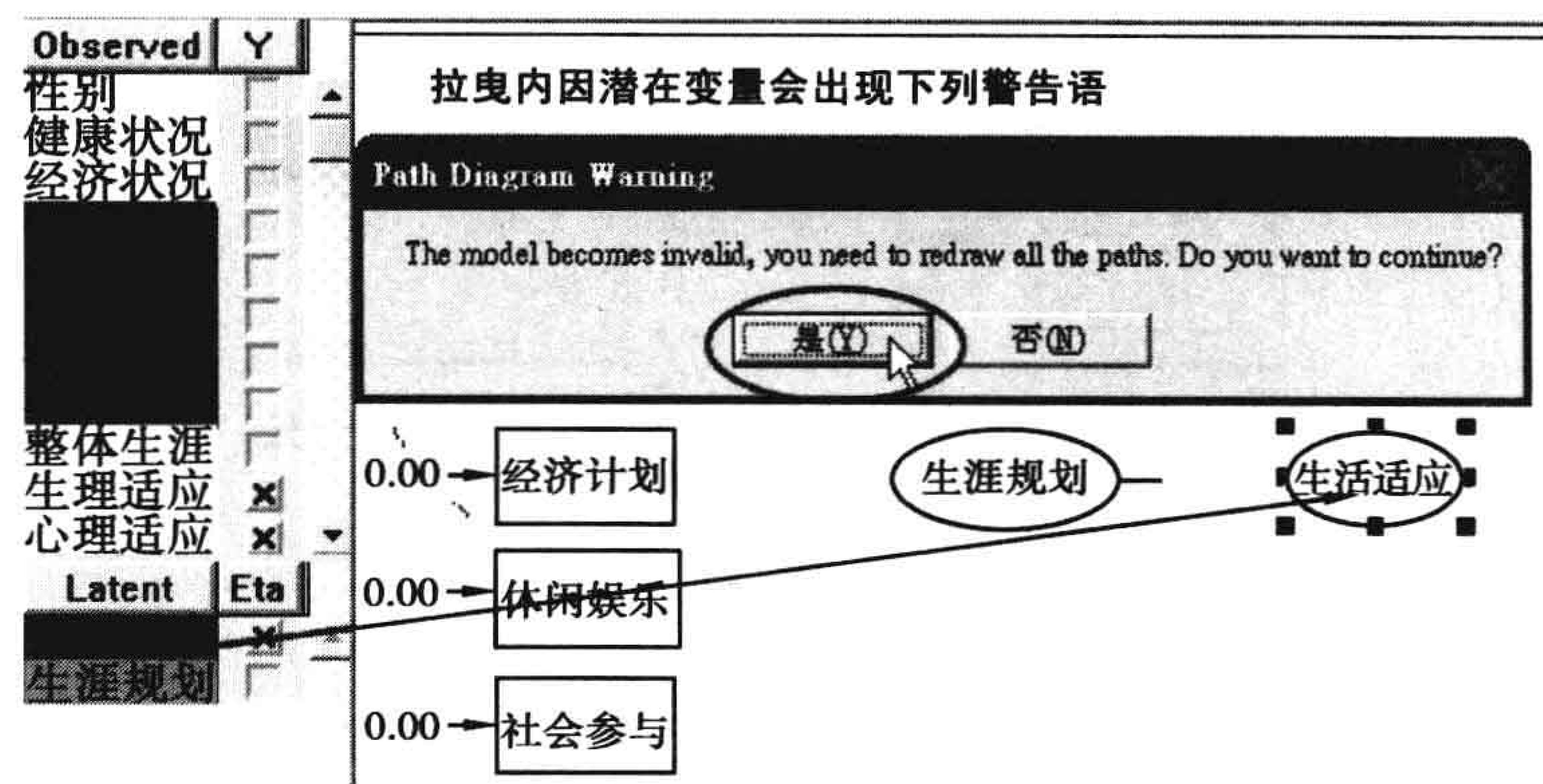


图 12-52

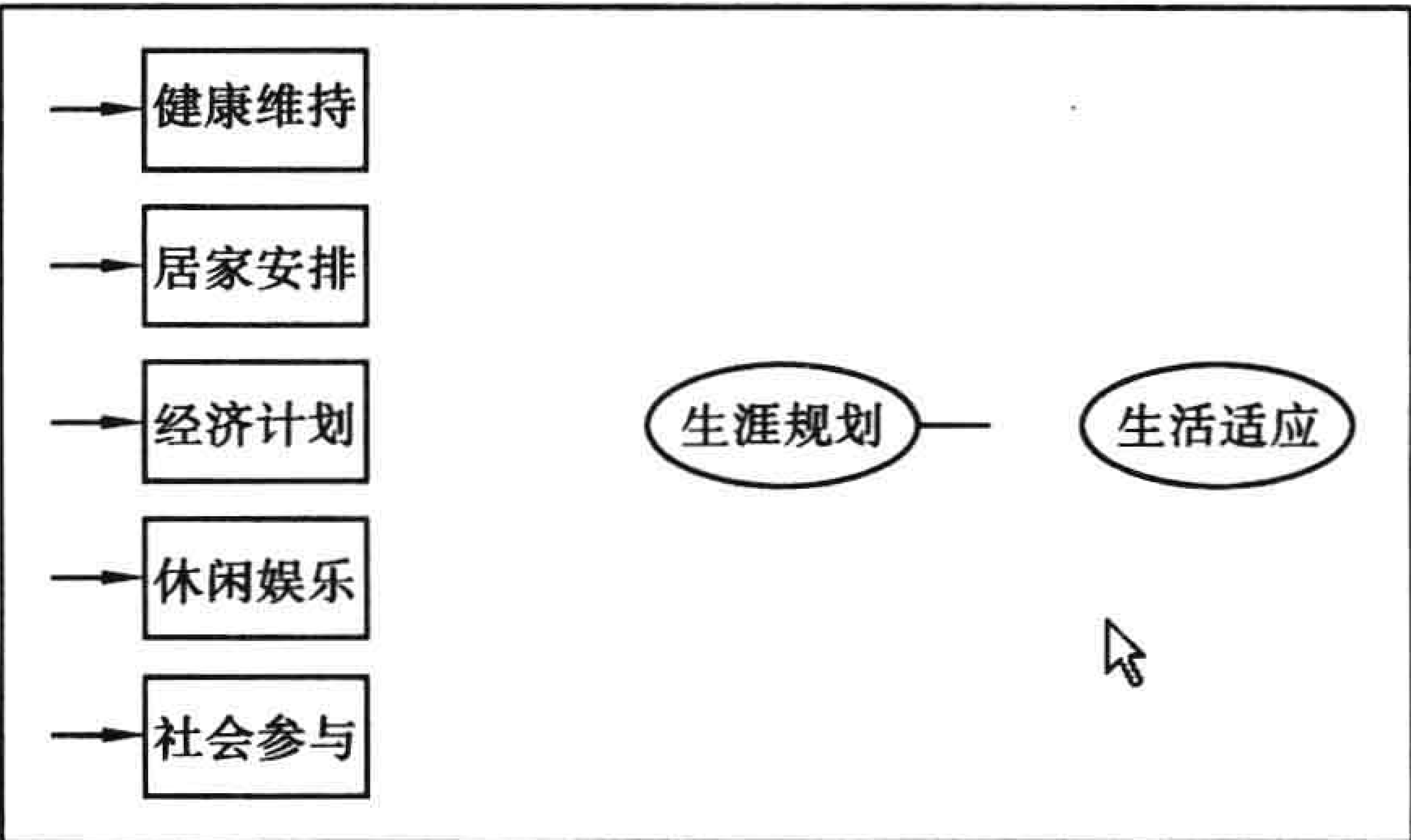


图 12-53

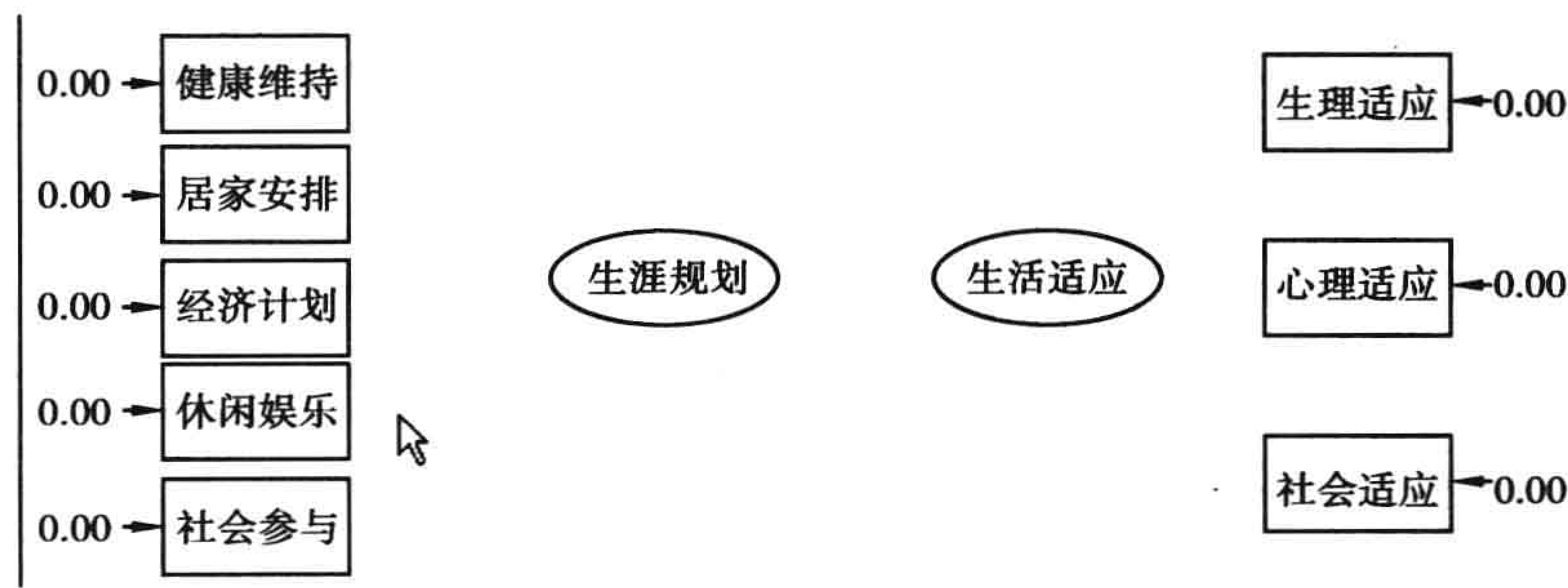


图 12-54

利用绘图工具盒之单箭号图像钮↖(One-way path),先绘制外因潜在变量*生涯规划*与其五个观察变量的关系,次绘制内因潜在变量*生活适应*与其三个指标变量间的关系,最后再绘制两个潜在变量间的因果关系。

路径图转换为 SIMPLIS 语法

路径图绘制完成后可将之转换为 SIMPLIS 的语法,执行功能列【Setup】→【Build SIMPLIS Syntax F8】(建立 SIMPLIS 语法指令)程序,LISREL 会自动将研究者依假设模型图绘制的路径图转换成 SIMPLIS 的语法程序。

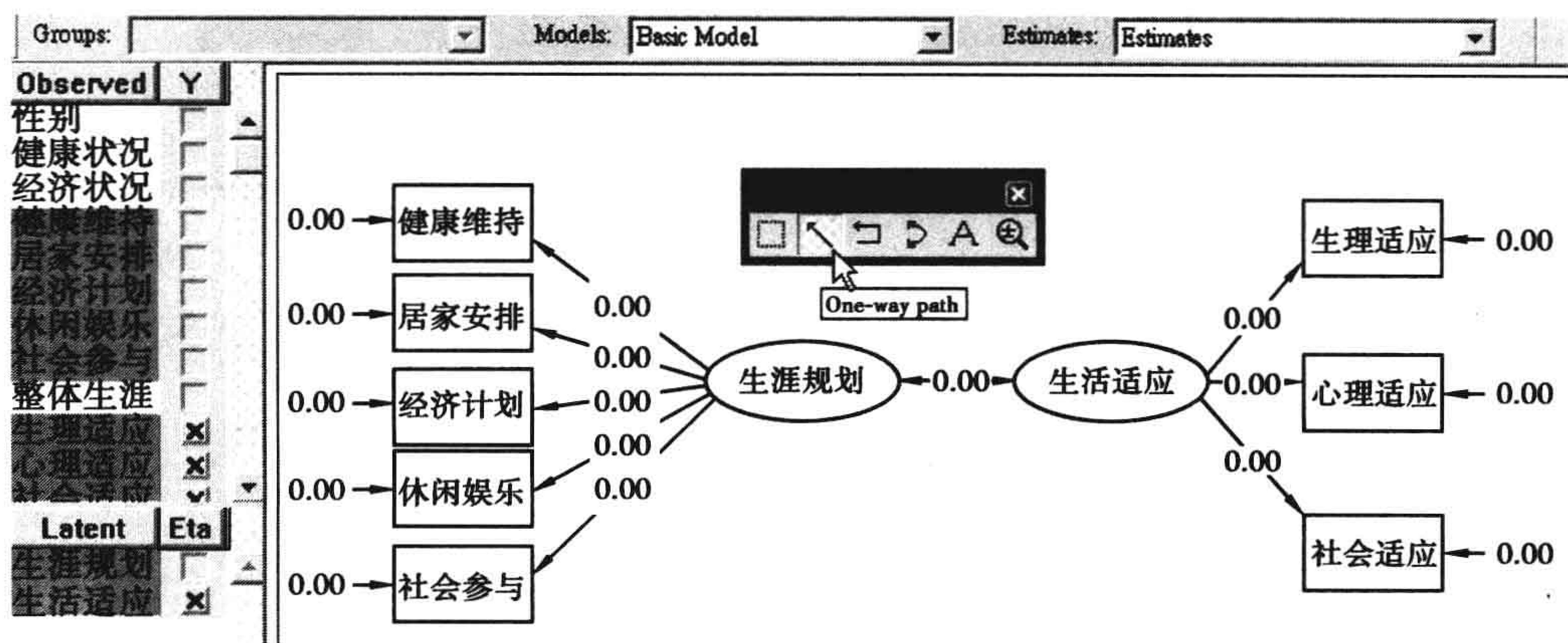


图 12-55

Raw Data from file' D:\第 12 章\生涯规划. psf'
Latent Variables 生涯规划　生活适应
Relationships
生理适应 = 生活适应
心理适应 = 生活适应
社会适应 = 生活适应
经济状况 = 生涯规划
健康维持 = 生涯规划
居家安排 = 生涯规划
经济计划 = 生涯规划
休闲娱乐 = 生涯规划
生活适应 = 生涯规划
Path Diagram
End of Problem

LISREL 自动将路径图转换成 SIMPLIS 的语法程序窗口界面如图 12-56，按工具列执行图像钮(Run LISREL)，可执行 SIMPLIS 语法程序，此假设模型可以收敛估计。标准化估计值的模型图如图 12-57，模型的自由度为 19、卡方值等于 157.32、显著性概率值 p 等于 0.000、RMSEA 值等于 0.125。

假设研究者根据修正指标将因果假设模型图修改为：增列生涯规划指标变量健康维持与居家安排之测量误差项间有相关；生活适应指标变量生理适应与社会适应之测量误差项间有相关。

修改之假设模型图的 SIMPLIS 语法可修改原先的语法指令，增列下列两行指令即可：

[Set the Error Covariance of 健康维持 and 居家安排 Free]
[Set the Error Covariance of 社会适应 and 生理适应 Free]

Raw Data from file' D:\第 12 章\生涯规划. psf'
Latent Variables 生涯规划　生活适应
Relationships
生理适应 = 生活适应
心理适应 = 生活适应



图 12-56

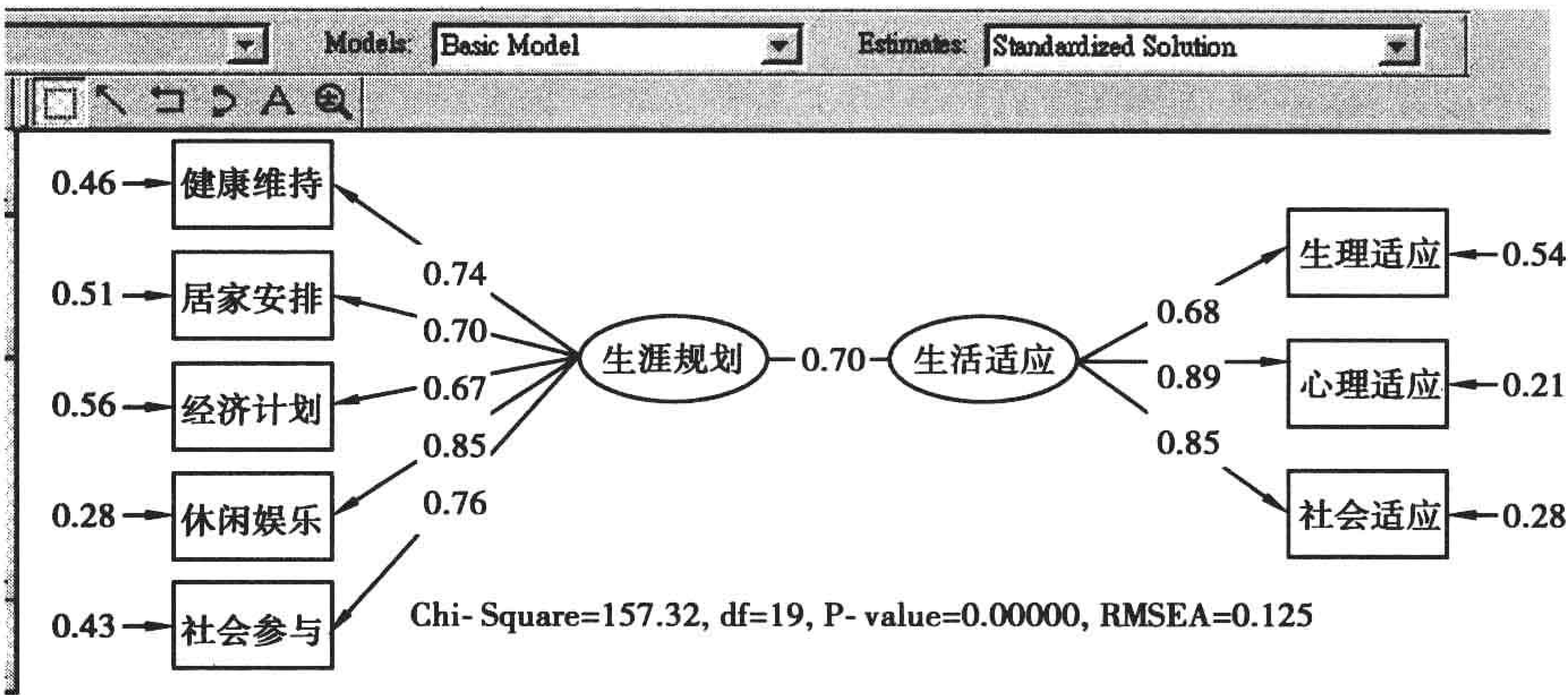


图 12-57

社会适应 = 生活适应
经济状况 = 生涯规划
健康维持 = 生涯规划
居家安排 = 生涯规划
经济计划 = 生涯规划
休闲娱乐 = 生涯规划
生活适应 = 生涯规划
Set the Error Covariance of 健康维持 and 居家安排 Free
Set the Error Covariance of 社会适应 and 生理适应 Free

Options：RS
Path Diagram
End of Problem

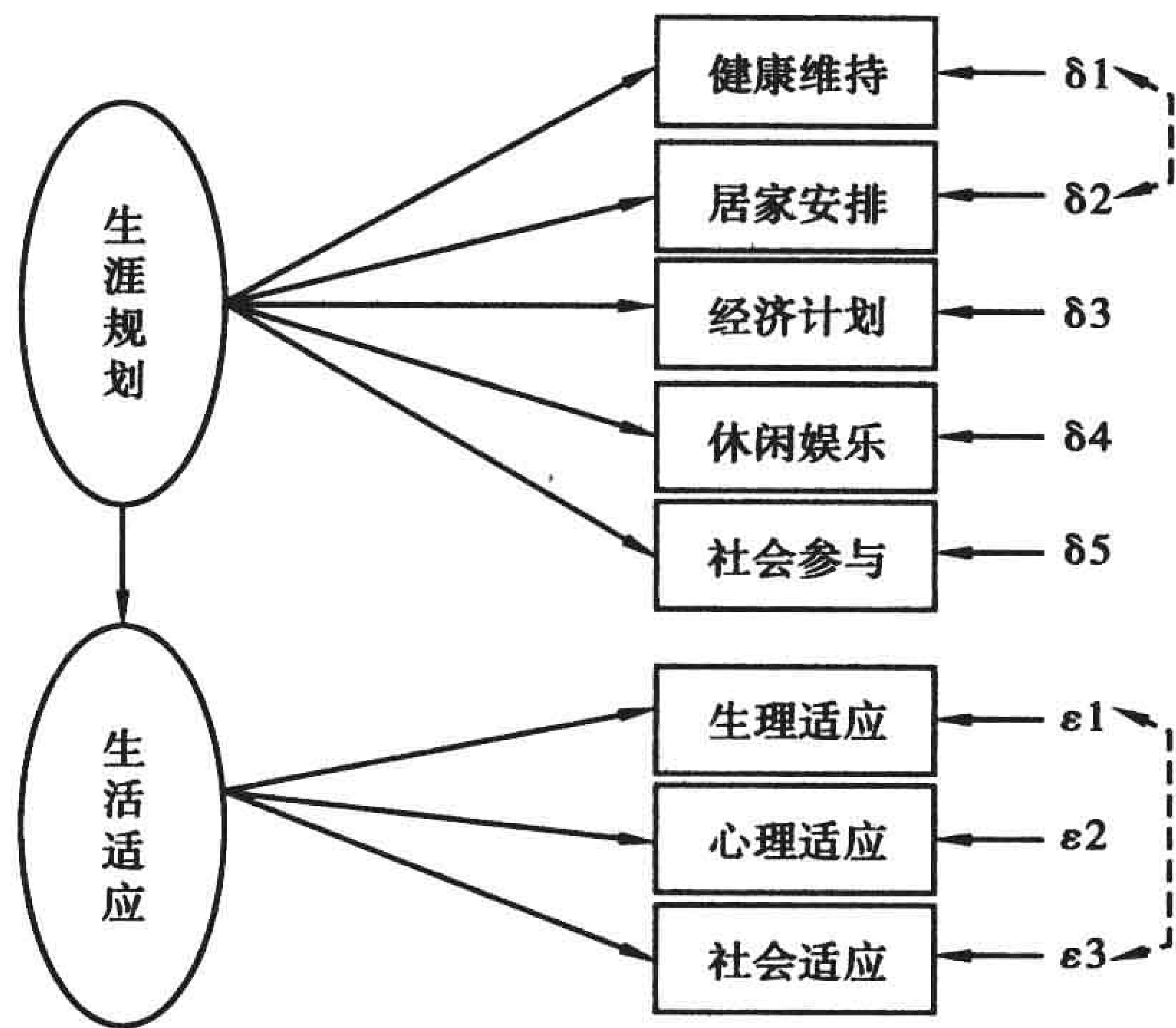


图 12-58

12.3　因果模型图的绘制[二]

设定观察变量与潜在变量

在中学退休教师之生涯规划、生活适应对生活满意影响的因果假设模型图中，外因潜在变量为生涯规划、生活适应，内因潜在变量为生活满意，生活满意的指标变量为日常生活、自我实现两个层面。

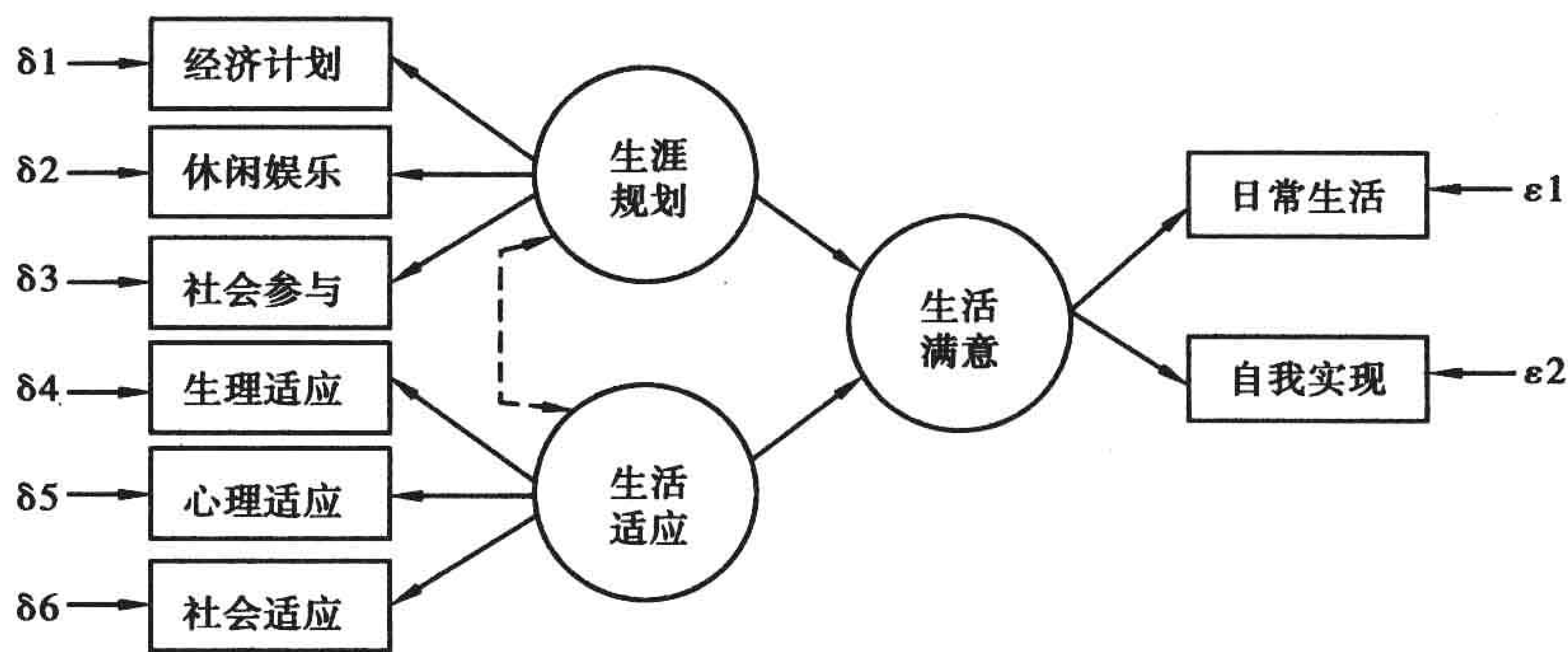


图 12-59

在[Label]对话窗口中，界定三个潜在变量：生涯规划、生活适应、生活满意。

绘制假设模型图

将内因潜在变量生活满意之指标变量日常生活拉曳至绘图区之右边，此时画面会出现[The model becomes invalid, you need to redraw all the paths. Do you want to continue?]，

提示使用者[模型变为无效模型,必须重绘所有路径,要继续?],由于增列的变量属性(内因潜在变量或内因潜在变量的指标变量)与原先变量不同(外因潜在变量及外因潜在变量的观察变量),路径图才会出现警告提示语→按【是(Y)】钮,原先潜在变量旁的0.00数字会消失。

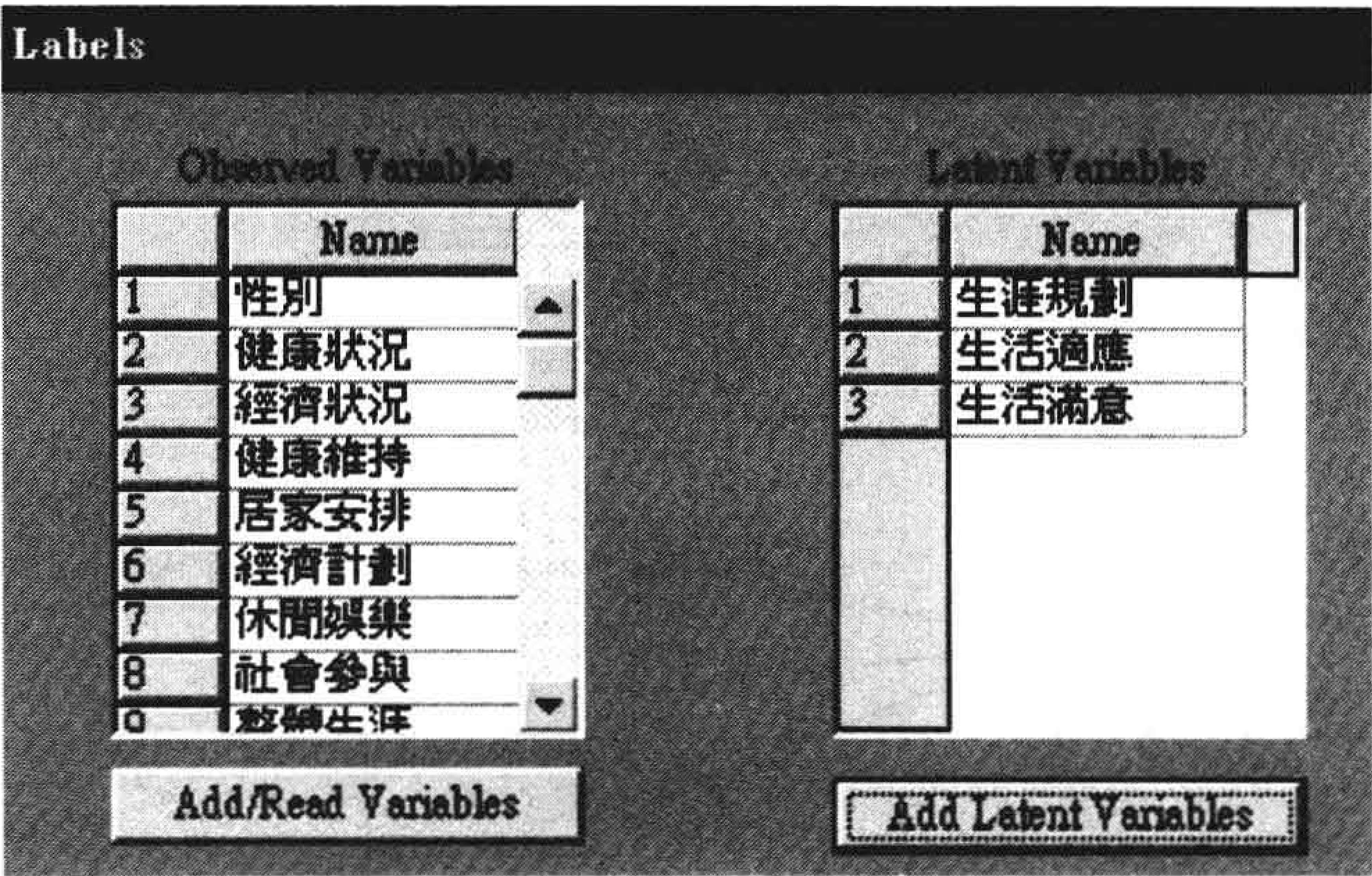


图 12-60

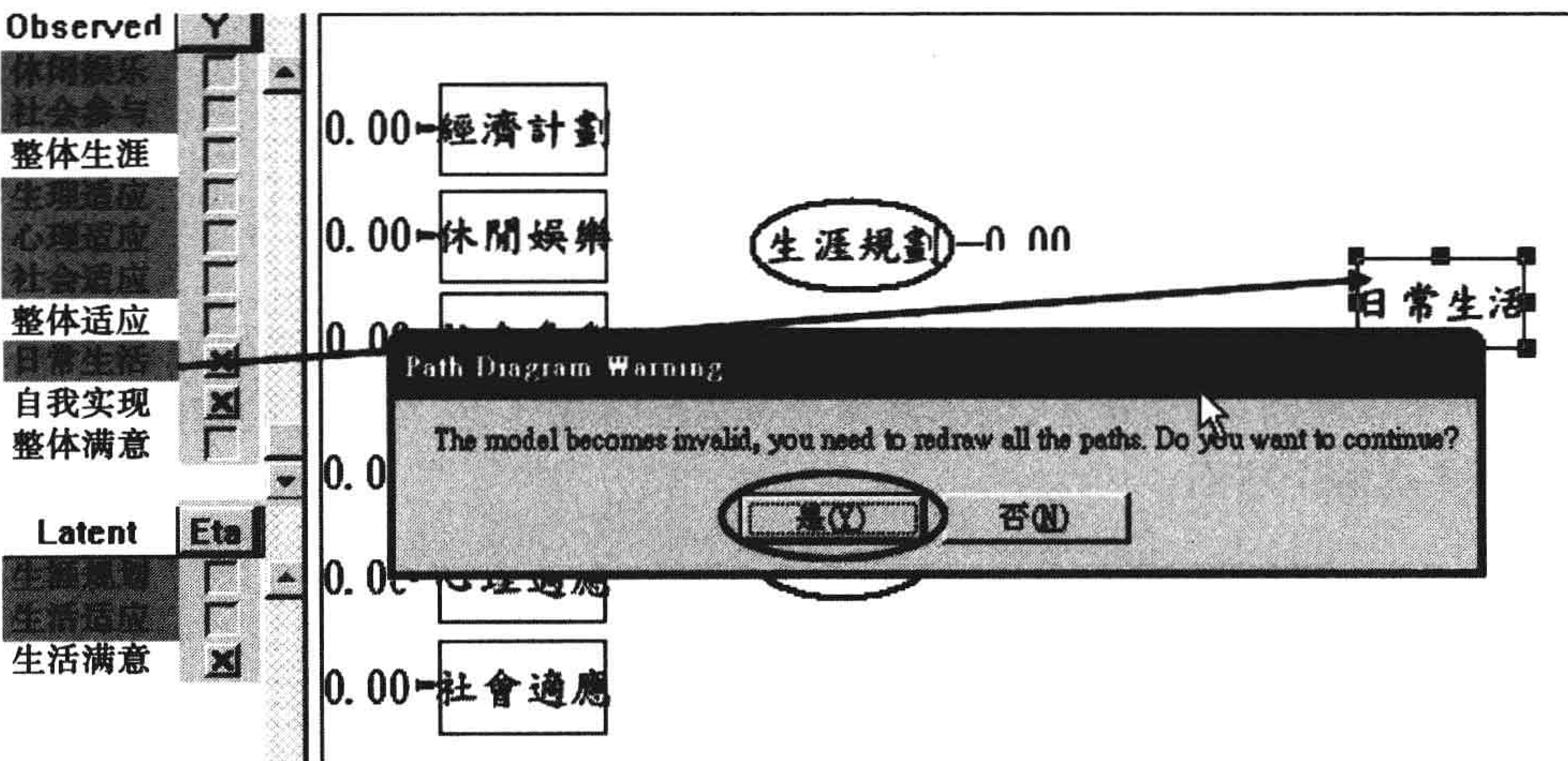


图 12-61

设定变量间的关系

利用绘图工具盒之单箭号图像钮 (One-way path),先绘制外因潜在变量生涯规划与其三个观察变量的关系、外因潜在变量生活适应与其三个指标变量间的关系,再绘制内因潜在变量生活满意与其两个指标变量间的关系,最后绘制两个外因潜在变量与内因潜在变量间的因果关系。在LISREL路径图中,外因潜在变量者(KSI变量)间不能建立因果关系路径,初始模型中外因潜在变量均假定有共变关系(因素构念间有相关),因而不用双箭号图像 钮建立其间的关系。

当研究者以单箭号图像钮 (One-way path)建立两个外因潜在变量间的因果关系时,放开鼠标后,会出现[Path Diagram Error](路径图错误)的提示窗口:[Path from Ksi-variable

to Ksi-variable is not allowed]，告知使用者两个 KSI 潜在变量（外因潜在变量）间不能以单箭号建立因果路径，单箭号的路径适用于 KSI 潜在变量与 ETA 潜在变量间的关系。

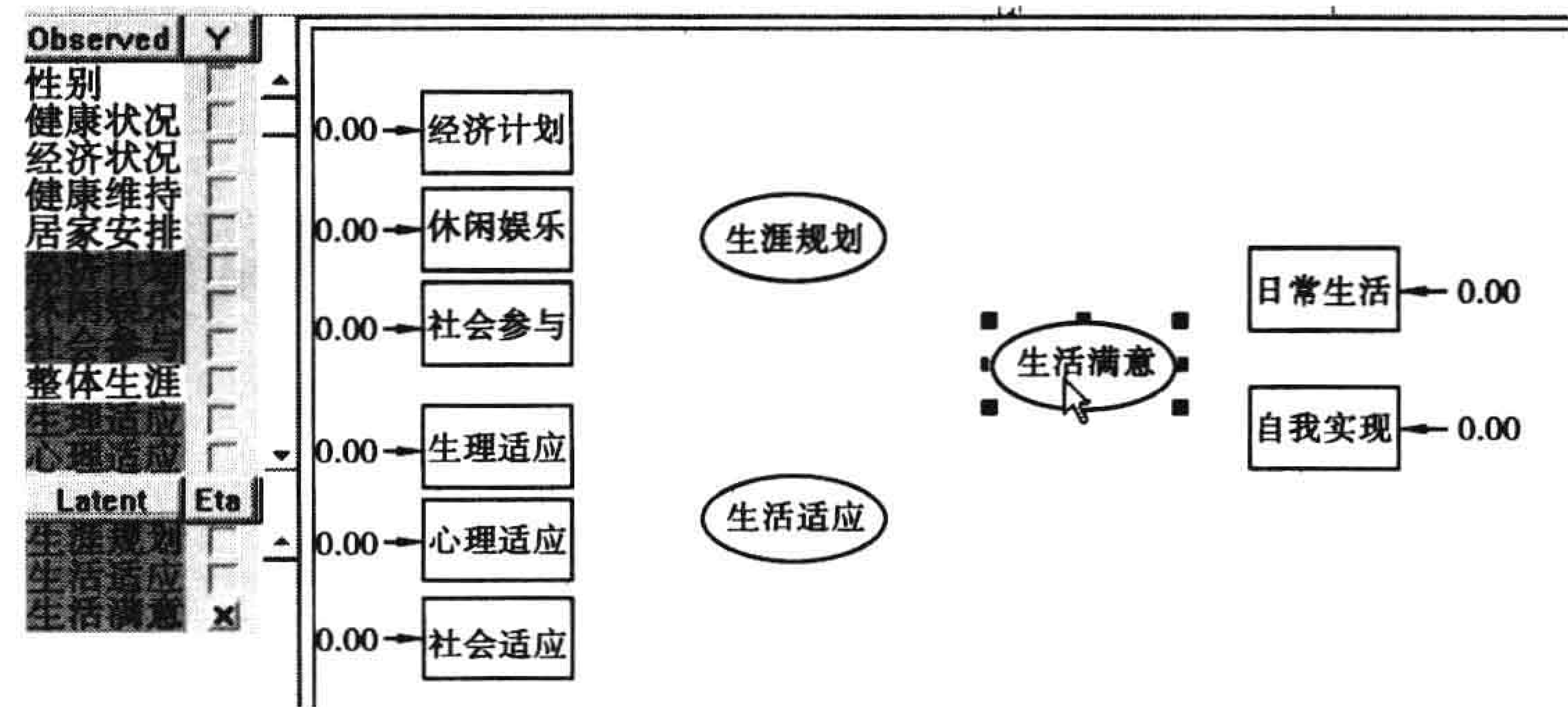


图 12-62

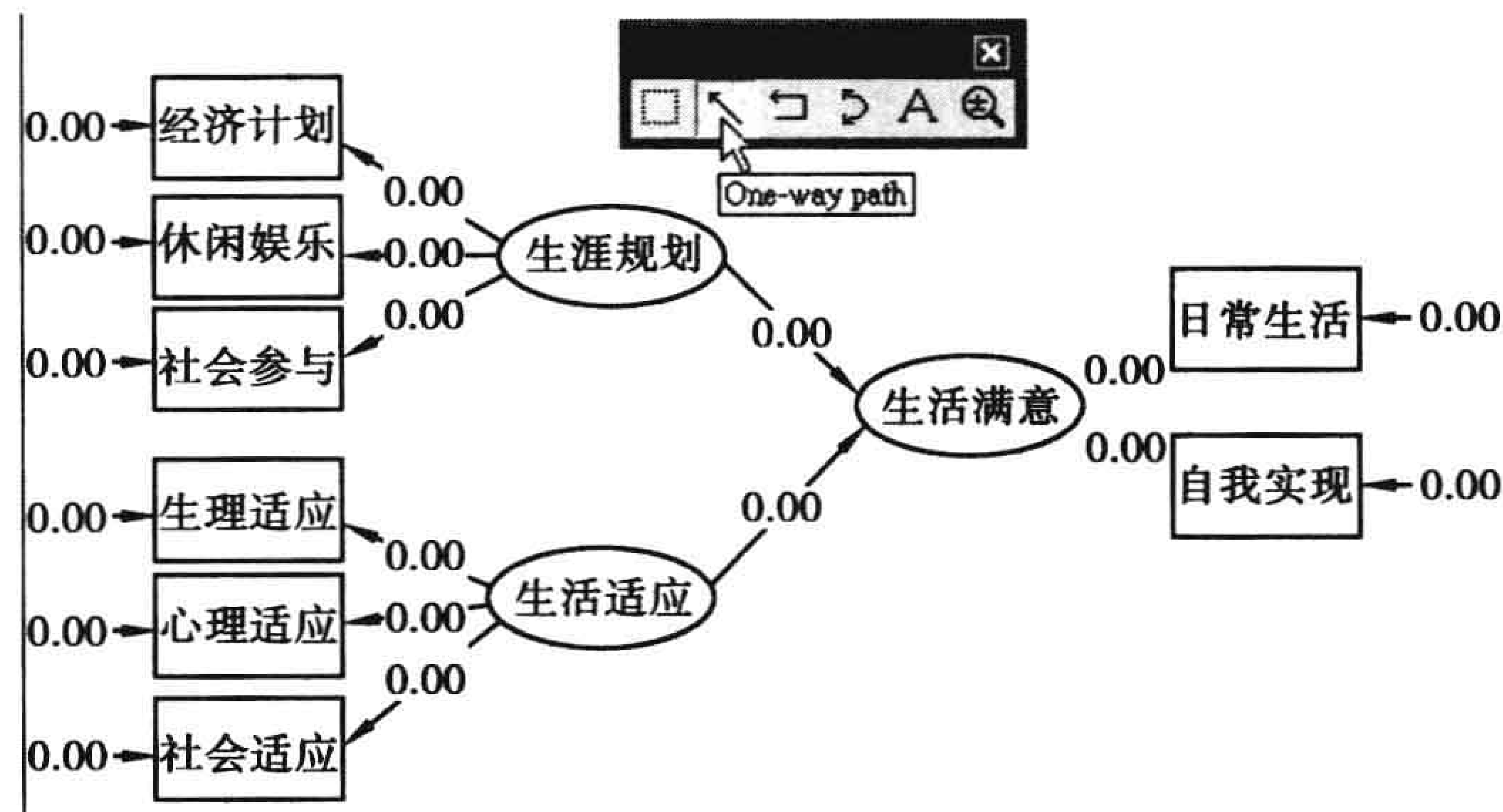


图 12-63

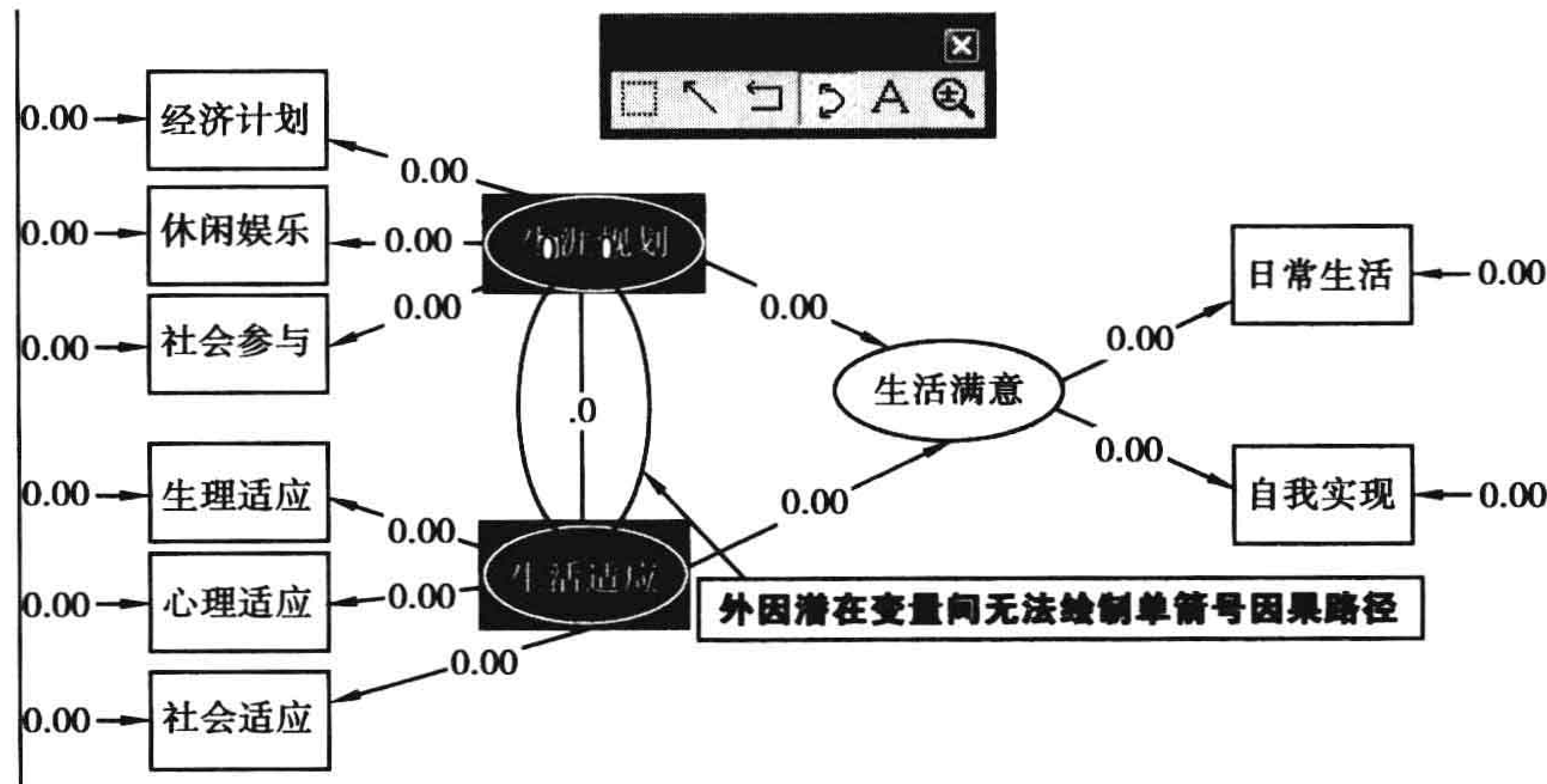


图 12-64

路径图转换为 SIMPLIS 语法

路径图绘制完成后可将之转换为 SIMPLIS 的语法,执行功能列【Setup】→【Build SIMPLIS Syntax F8】程序,LISREL 会自动实现转换。

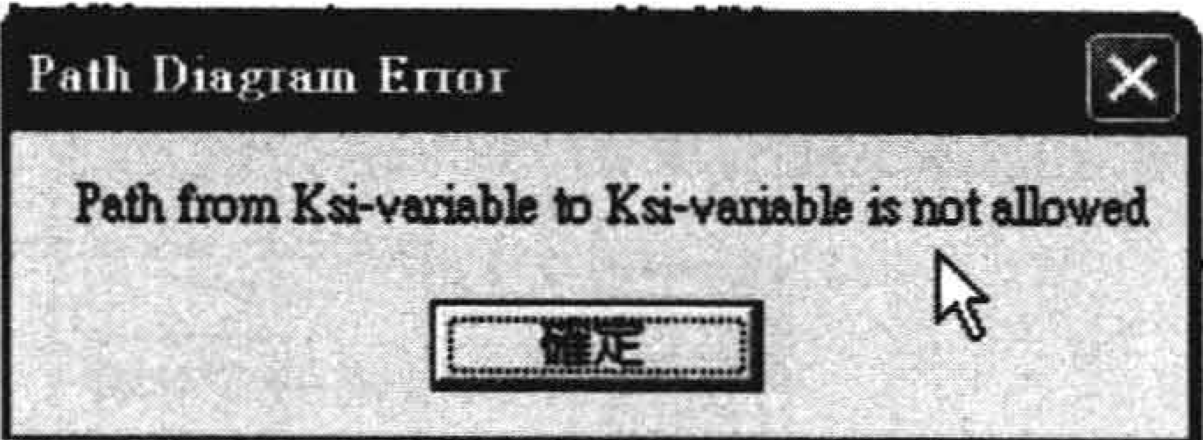


图 12-65

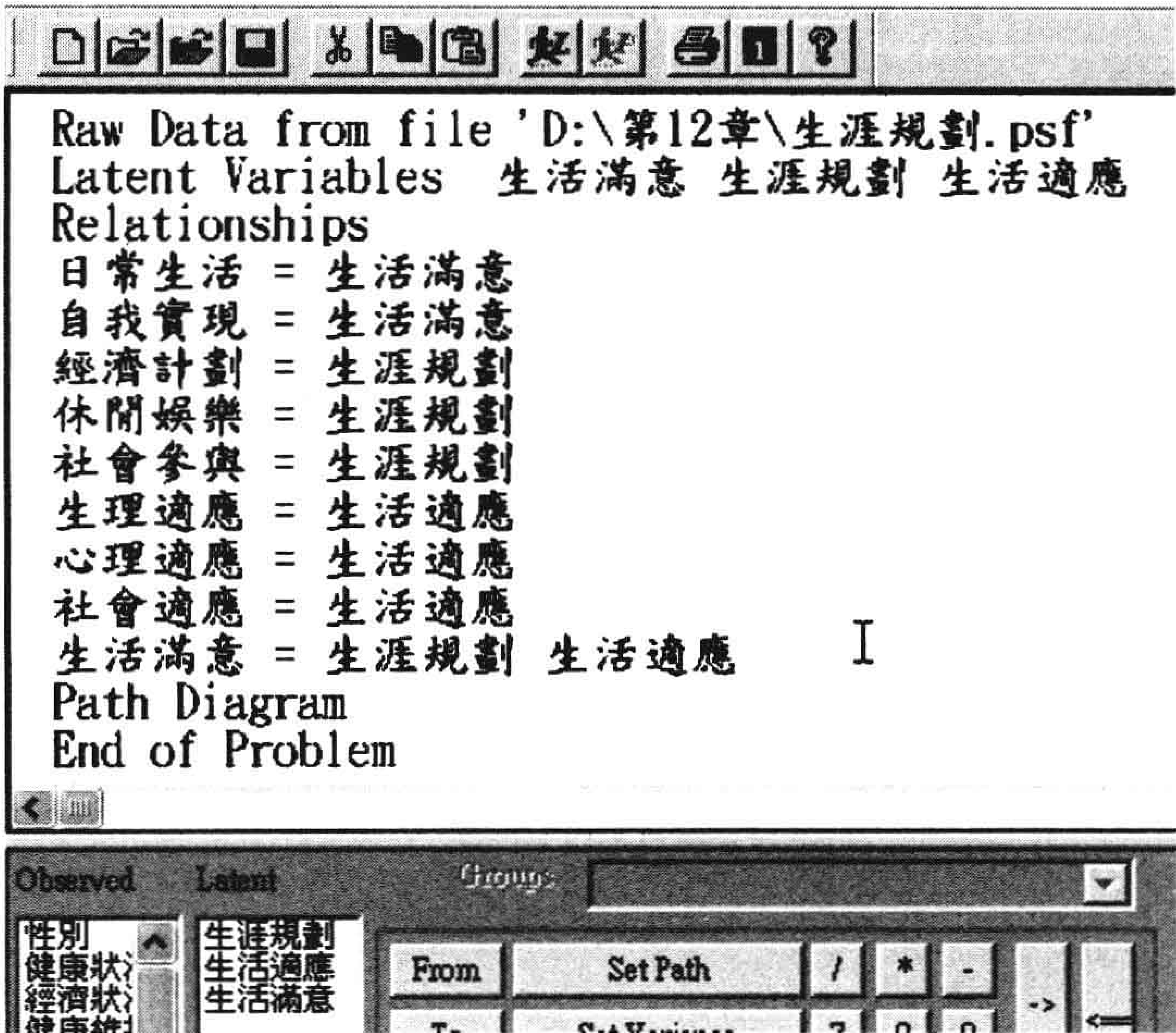


图 12-66

```
Raw Data from file' D:\第 12 章\生涯规划.psf'
Latent Variables 生活满意　生涯规划　生活适应
Relationships
日常生活 = 生活满意
自我实现 = 生活满意
经济计划 = 生涯规划
休闲娱乐 = 生涯规划
社会参与 = 生涯规划
生理适应 = 生活适应
心理适应 = 生活适应
社会适应 = 生活适应
生活满意 = 生涯规划　生活适应
Path Diagram
End of Problem
```

LISREL 自动将路径图转换成 SIMPLIS 的语法程序窗口界面如图 12-66,按工具列执行图像钮(Run LISREL),会执行 SIMPLIS 语法程序,此因果路径模型图可以收敛估计。标准化估计值的模型图如下,模型的自由度为 17、卡方值等于 79.40、显著性概率值 p 等于0.000、RMSEA 值等于 0.089。

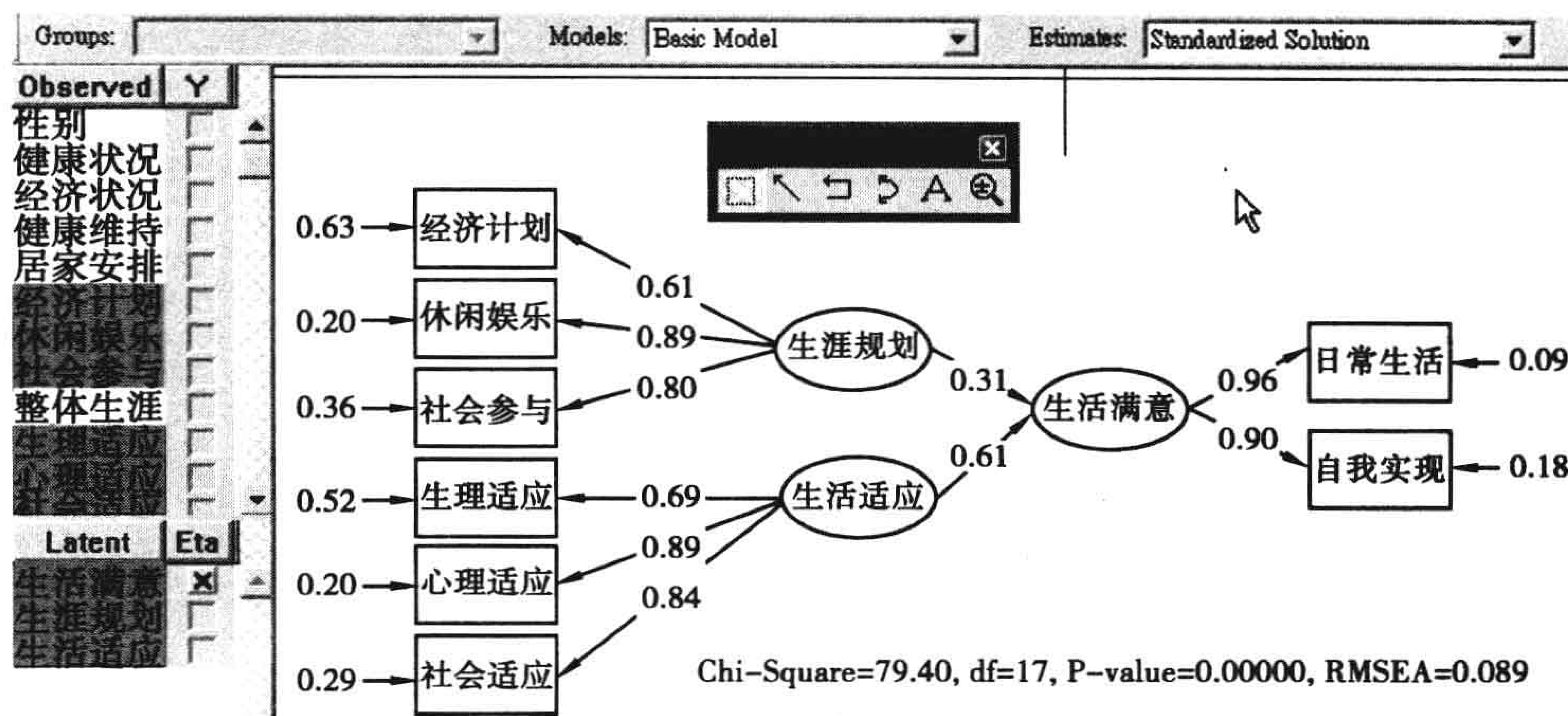


图 12-67

12.4　汇入 Excel 文件或 Access 文件

汇入 Microsoft Excel 文件

一份有十六个题项的社会支持量表,研究者先以 Microsoft Excel 建文件,其中第一列为变量名称,存档的文件名称为“社会支持_1. xls”。

将 Excel 的文件转换 SIMPLIS 文件的步骤如下:

在[LISREL Windows Application]对话窗口中,执行功能列【File】→【Import External Data in Other Formats】程序,开启[开启]对话窗口。

在[开启]对话窗口中,[文件类型(T)]下拉式选单中选取[Excel(*. xls)]选项,选取 Excel 文件[社会支持_1]→按【开启(O)】钮,出现[另存新档]对话窗口。

在[另存新档]对话窗口中,[存档类型(T)]右边的下拉式选单选取[PRELIS Data (*. psf)]选项,在[文件名称(N)]的右边输入 PRELIS Data 类型的文件名称[社会支持]→按【存档(S)】钮。

在[LISREL Windows Application-【社会支持】]对话窗口中,出现汇入的 SPSS 文件。

汇入 Microsoft Access 文件

研究者以 Microsoft Access 建立的数据库,也可直接转换为 SIMPLIS 文件。一份主管工作压力量表中,背景变量有三个:性别、年龄、职务,十个题项的工作压力量表变量为 X1,X2,…,X9,X10。数据库的文件名为“PRESS”、数据表的文件名为“PRESS_1”。按【设计(D)】钮开启[PRESS_1:数据表]对话窗口,其中各变量的[数据类型]要设为“数字”,否则无法转换汇入为 PRELIS 文件。

将数据库 Access 的文件转换 SIMPLIS 文件的步骤如下:

在[LISREL Windows Application]对话窗口中,执行功能列【File】→【Import External Data in Other Formats】程序,开启[开启]对话窗口。



	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P
1	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16
2	2	2	2	2	2	2	4	4	4	3	4	4	5	5	5	5
3	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	2
4	5	3	3	3	3	2	4	5	5	5	4	4	4	4	5	5
5	3	2	2	1	5	5	5	2	2	1	2	1	1	1	2	1

图 12-68

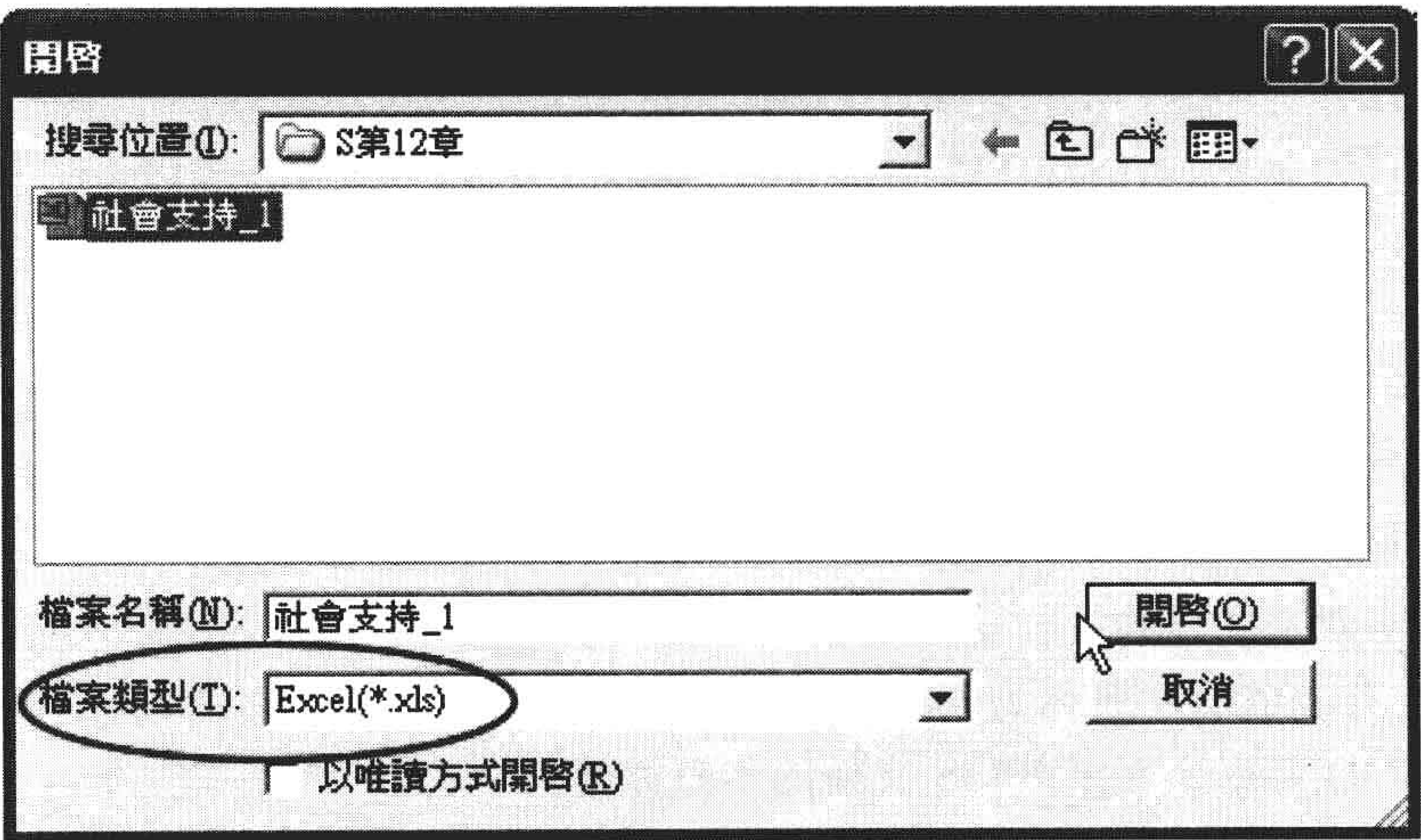


图 12-69

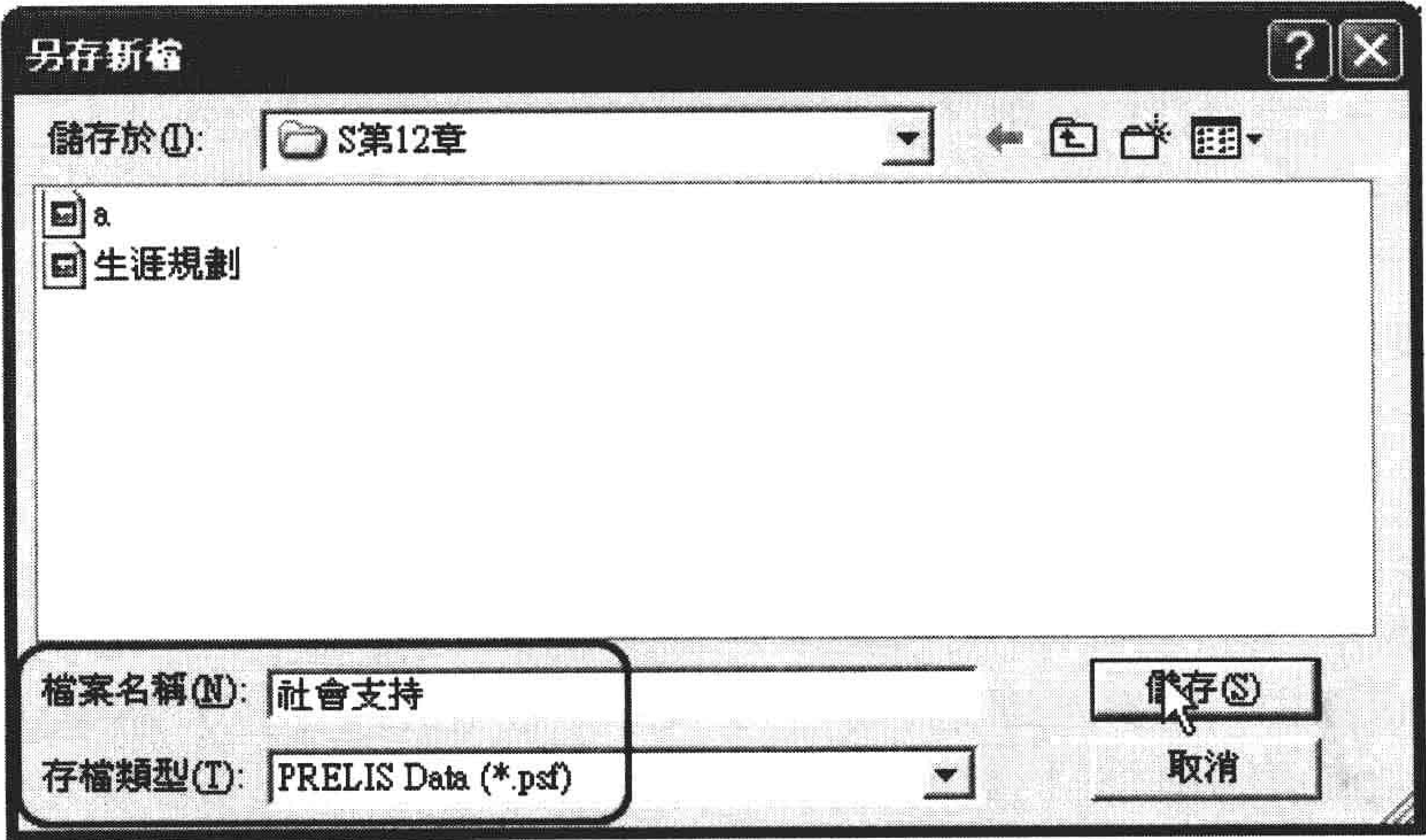


图 12-70

在[开启]对话窗口中,[文件类型(T)]下拉式选单中选取[Access(*.mdb)]选项,

选取 Access 文件名[PRESS. mdb]→按【开启(O)】钮,出现[另存新档]对话窗口。

在[另存新档]对话窗口中,[存档类型(T)]右边的下拉式选单选取[PRELIS Data (*.psf)]选项,在[文件名称(N)]的右边输入 PRELIS Data 类型的文件名称[工作压力]→按【存档(S)】钮。

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14
1	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	4.00	4.00	4.00	3.00	4.00	4.00	5.00	5.00
2	1.00	1.00	1.00	1.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	3.00	3.00	3.00	3.00
3	5.00	3.00	3.00	3.00	3.00	2.00	4.00	5.00	5.00	5.00	4.00	4.00	4.00	4.00
4	3.00	2.00	2.00	1.00	5.00	5.00	5.00	2.00	2.00	1.00	2.00	1.00	1.00	1.00
5	4.00	5.00	1.00	5.00	2.00	3.00	5.00	5.00	5.00	4.00	5.00	5.00	4.00	5.00
6	3.00	3.00	4.00	3.00	3.00	4.00	4.00	5.00	5.00	5.00	3.00	2.00	3.00	4.00

图 12-71

性別	年齡	職務	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
1	1	2	3	4	3	2	3	4	5	5	4	1
2	2	1	4	1	5	3	4	1	1	5	4	5
1	2	2	5	2	5	3	4	3	4	4	4	5
1	2	1	3	3	5	4	4	4	5	5	5	4

图 12-72

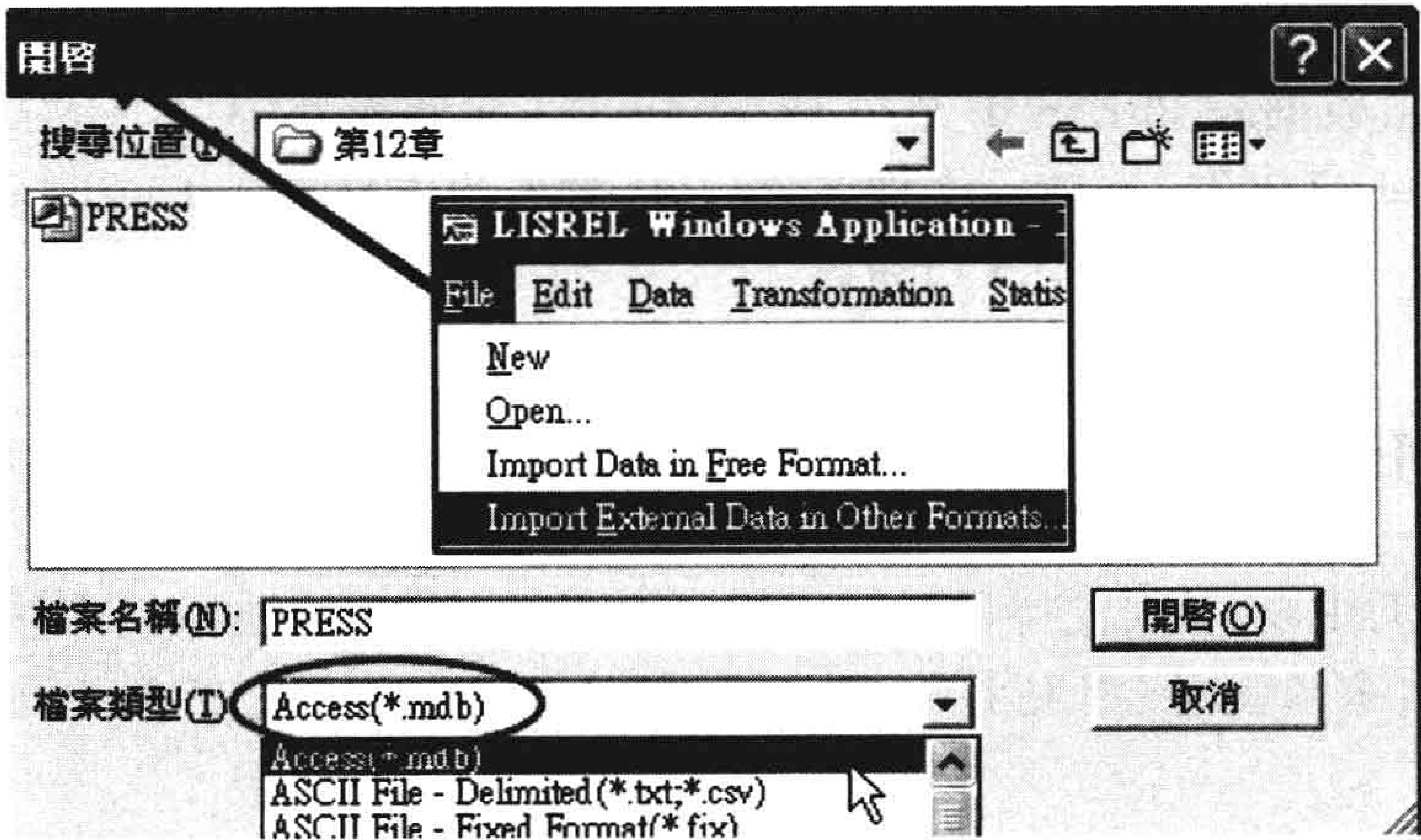


图 12-73

LISREL Windows Application - 工作壓力

File　Edit　Data　Transformation　Statistics　Graphs　Multilevel　SurveyGLIM　View　Window　Help

工作壓力

	性别	年齢	職務	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
1	1.00	1.00	2.00	3.00	4.00	3.00	2.00	3.00	4.00	5.00	5.00	4.00	1.00
2	2.00	2.00	1.00	4.00	1.00	5.00	3.00	4.00	1.00	1.00	5.00	4.00	5.00
3	1.00	2.00	2.00	5.00	2.00	5.00	3.00	4.00	3.00	4.00	4.00	4.00	5.00
4	1.00	2.00	1.00	3.00	3.00	5.00	4.00	4.00	4.00	5.00	5.00	5.00	4.00
5	1.00	3.00	2.00	2.00	4.00	5.00	5.00	5.00	4.00	5.00	4.00	4.00	3.00
6	1.00	3.00	2.00	5.00	5.00	5.00	1.00	5.00	3.00	5.00	3.00	3.00	4.00
7	2.00	3.00	1.00	5.00	4.00	4.00	2.00	3.00	3.00	5.00	3.00	4.00	4.00
8	2.00	3.00	1.00	5.00	3.00	4.00	4.00	3.00	3.00	5.00	3.00	3.00	5.00
9	2.00	1.00	2.00	4.00	3.00	3.00	5.00	2.00	2.00	4.00	4.00	3.00	5.00
10	1.00	1.00	2.00	3.00	3.00	2.00	3.00	5.00	3.00	4.00	2.00	3.00	4.00

图 12-74

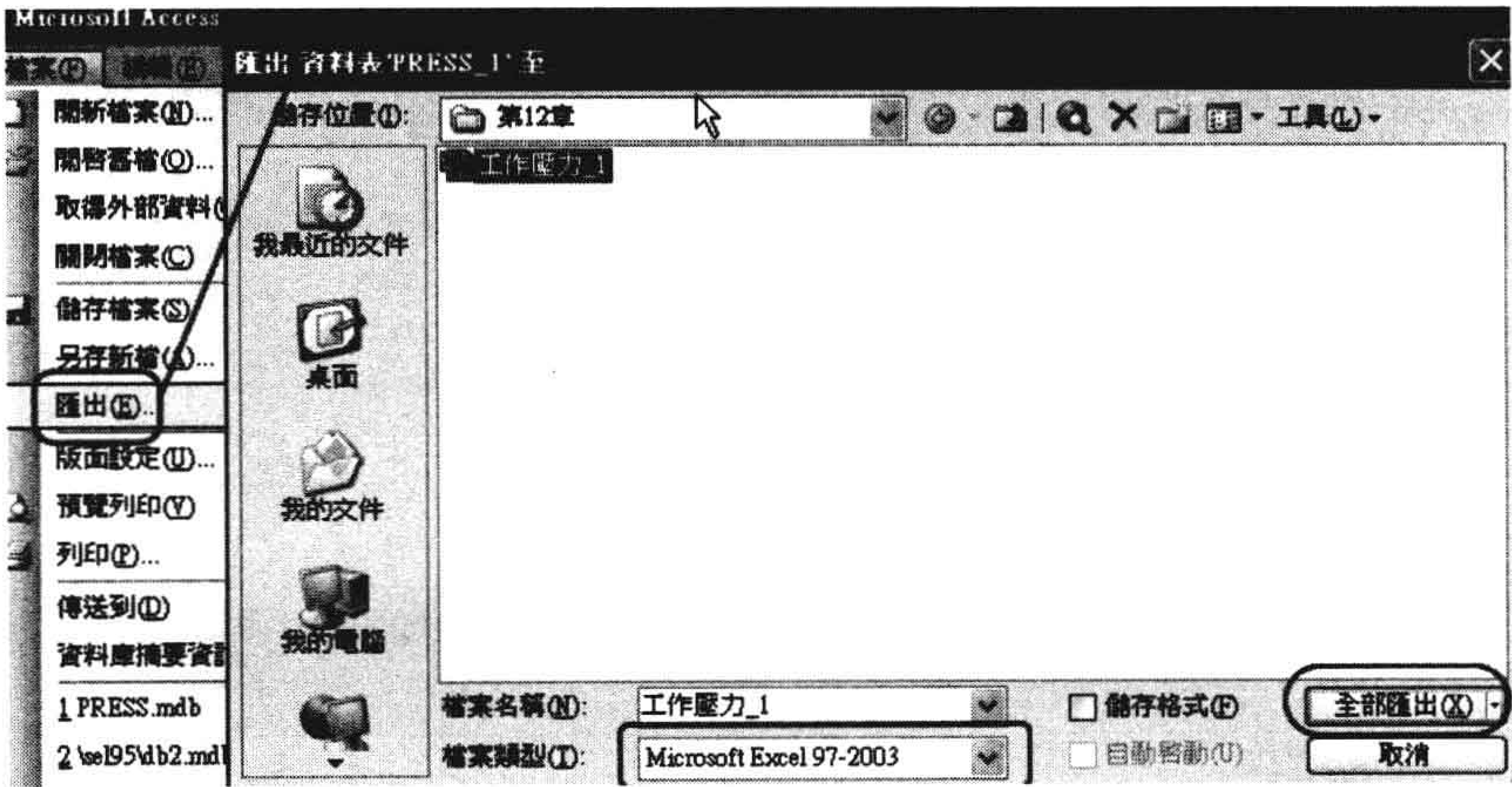


图 12-75

在[LISREL Windows Application-【工作压力】]对话窗口中,出现汇入的 SPSS 文件。

Access 的文件除可直接汇入于 SIMPLIS 文件中,也可先将其转换为 Excel 的文件,再转换成 SIMPLIS 文件。Access 文件转换为 Excel 文件的步骤:执行功能列【文件】→【汇出】,开启[汇出数据表 PRESS_1 至…]对话窗口,[文件类型(T)]下拉式选单中选取[Microsoft Excel 97-2003]选项,[文件名称(N)]的右边方格输入 Excel 新文件名称,如[工作压力_1]→按【全部汇出(X)】钮。

12.5　SIMPLIS Project 的简化操作——一阶三因素 CFA 为例

下面的说明中以“社会支持量表”为例:研究者编制之社会支持量表共十六个题项,三个因素构面(家人支持、朋友支持、师长支持)。量表之一阶三因素 CFA 假设模型图如下:

步骤 1

在[LISREL Windows Application]对话窗口中,执行功能列【File】→【New】程序,打开

[开启新档]对话窗口→在[开启新档(N)]的方盒中选取[SIMPLIS Project](SIMPLIS 专案)选项→按【确定】钮。

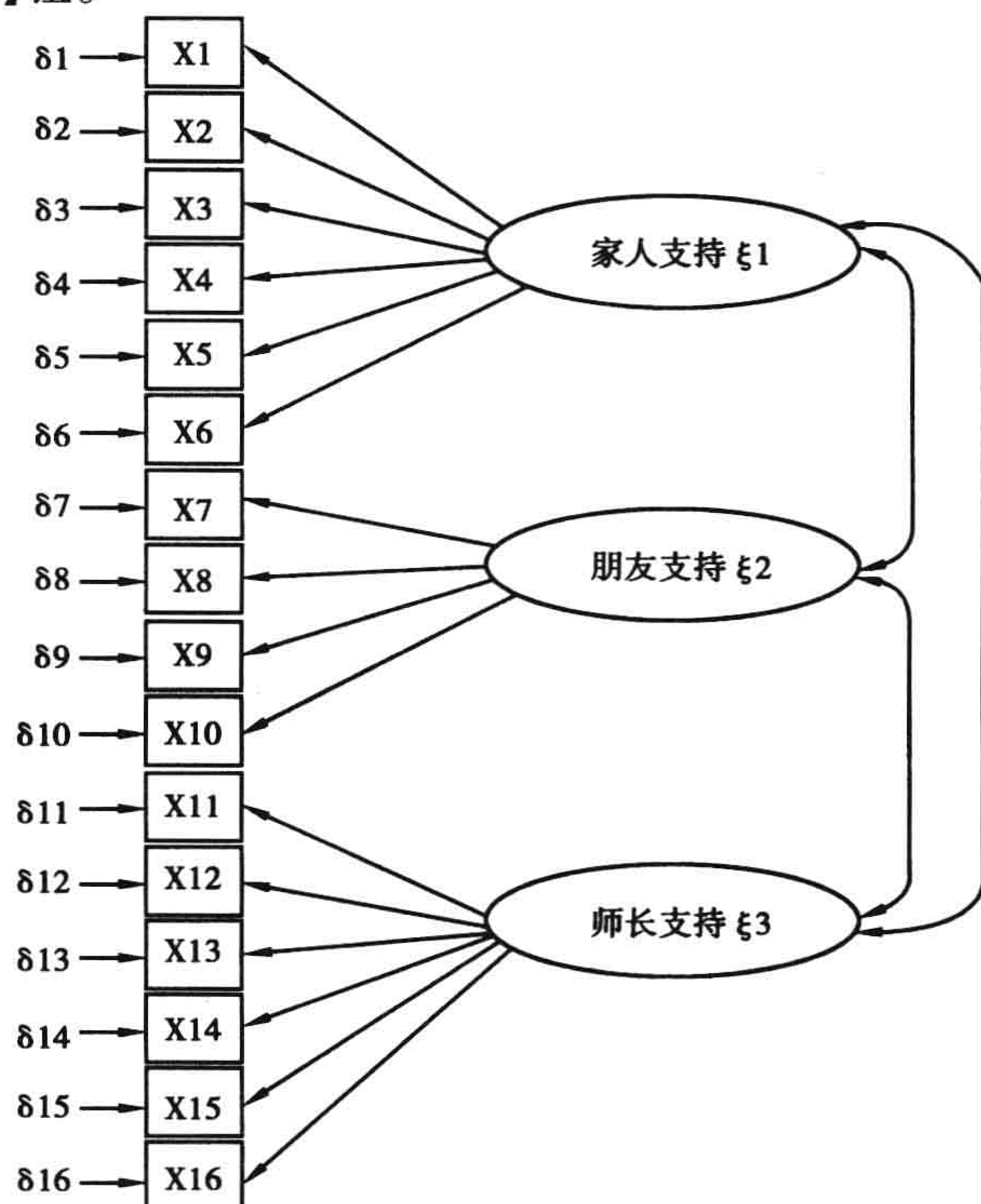


图 12-76

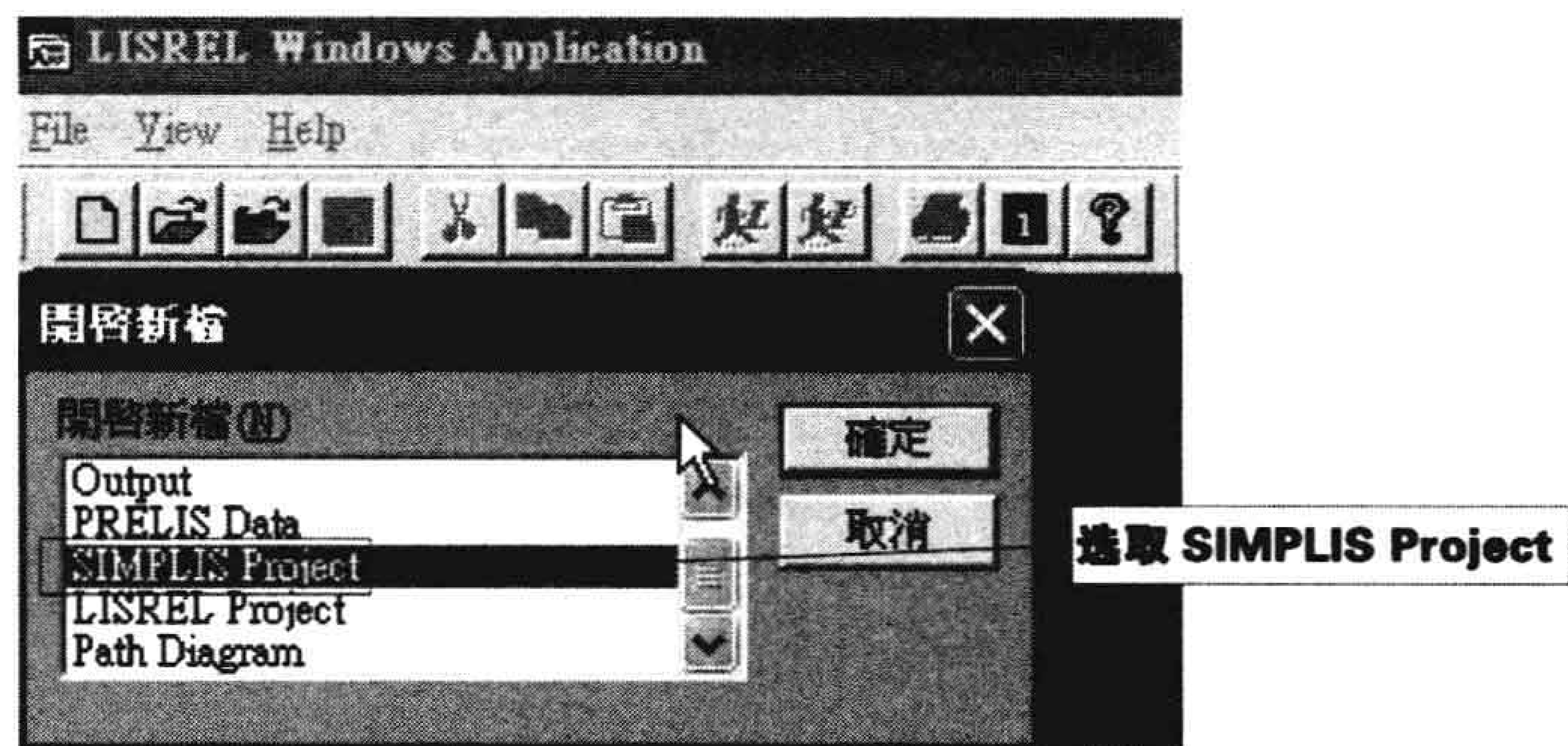


图 12-77

按下【确定】钮后,会开启[另存新档]对话窗口,[存档类型(T)]为[SIMPLIS Project(*.spj)],在[文件名称(N)]的右边输入新文件名[社会支持 CFA]→按【储存(S)】钮。

按下【储存(S)】钮后,回到[LISREL Windows Application—社会支持 CFA]对话窗口,中间空白为 SIMPLIS 语法的撰写区,语法输入区的下方为模型之观察变量与潜在变量的提示方盒,内定的观察变量有两个,变量名称分别为 VAR1,VAR2,无潜在变量。

步骤 2——开启模型的文件

执行功能列【File】→【Open】程序,会出现[开启旧档]对话窗口,在[文件类型(T)]

的下拉式选单中选取 PRELIS 文件类型:[PRELIS Data(*.psf)]选项→在[搜寻位置(I)]中选取文件,范例中为“社会支持”→按【开启(O)】钮→开启 SIMPLIS 文件[社会支持.psf],按右上角缩小键[-],将窗口缩小。

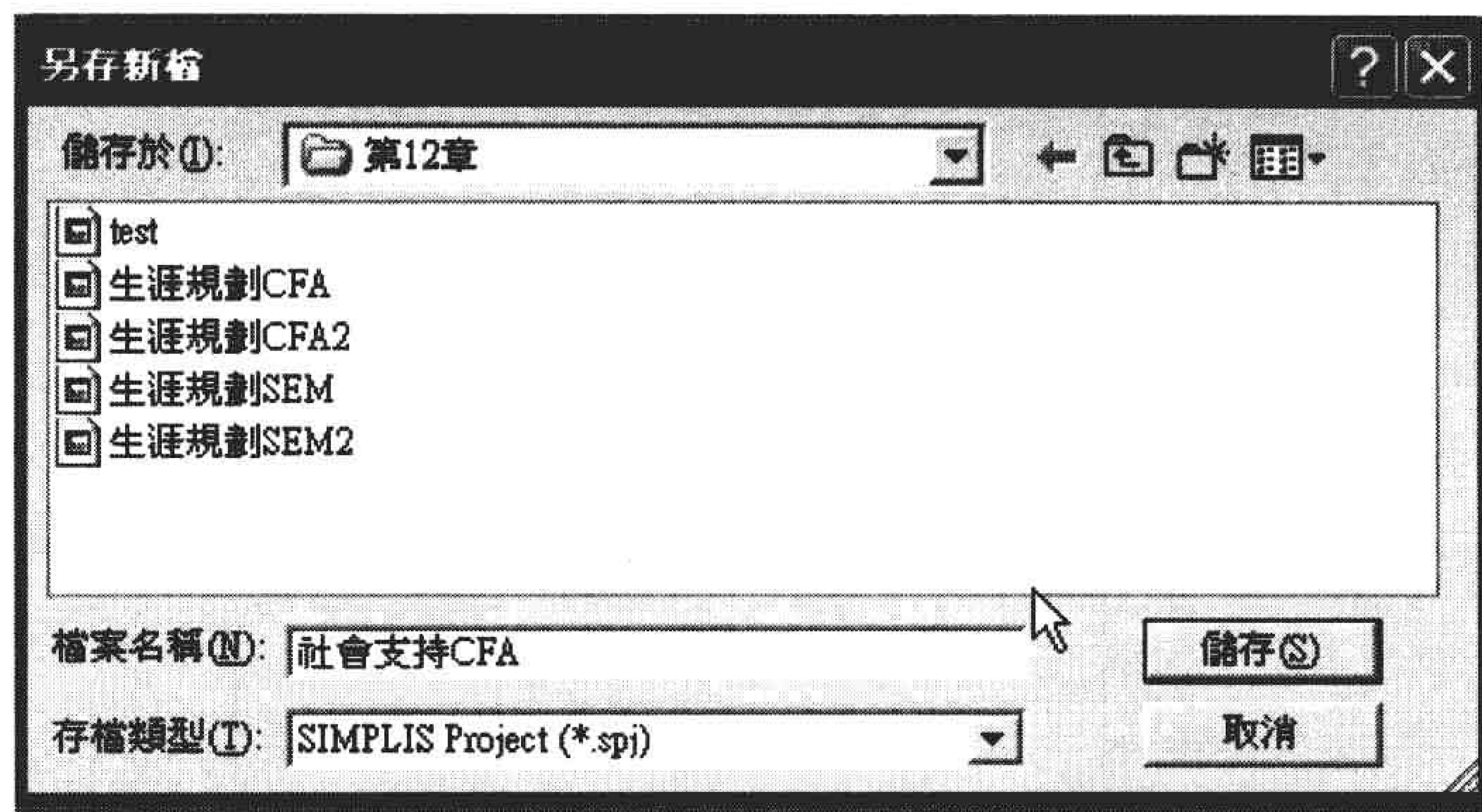


图 12-78

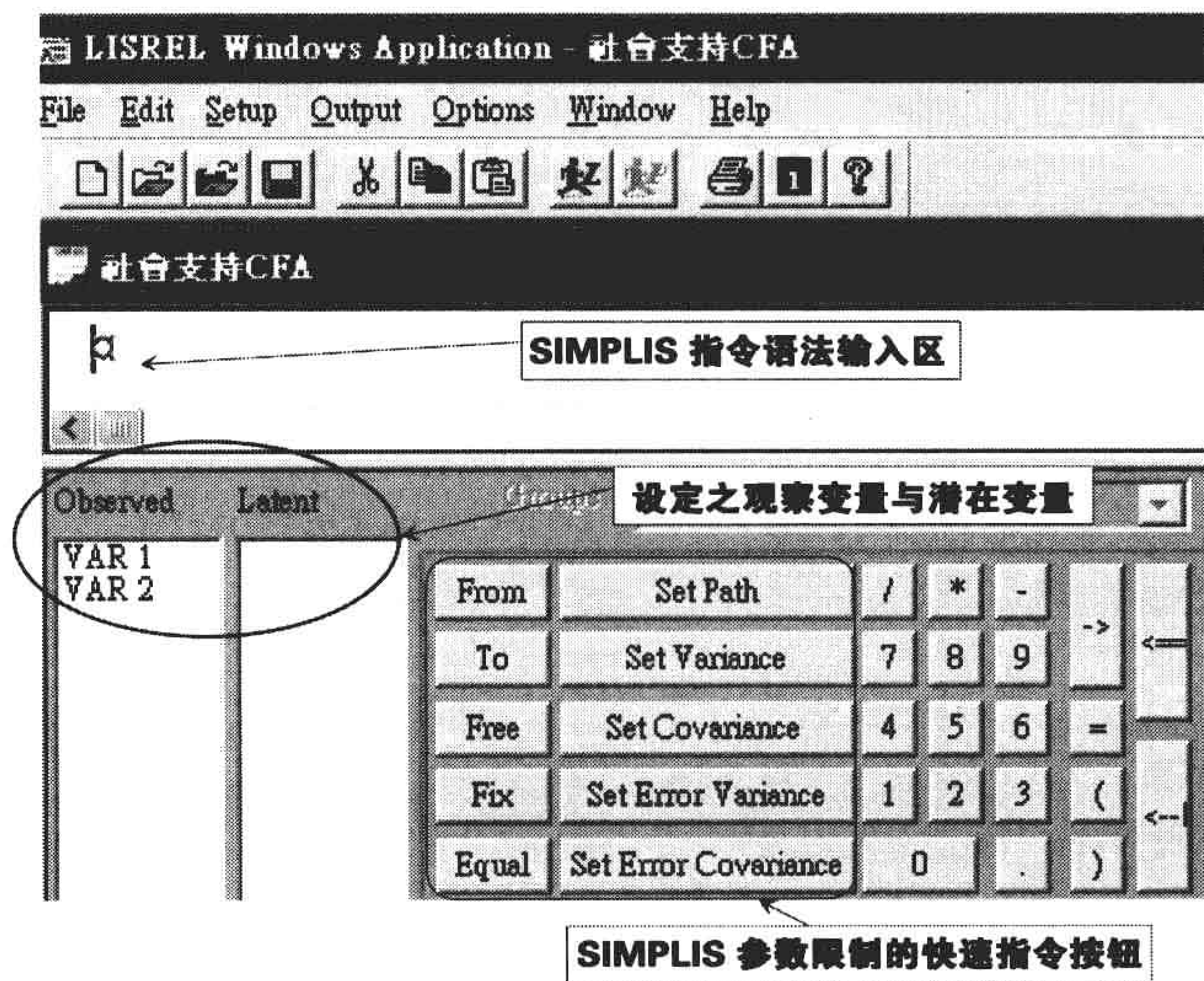


图 12-79

步骤 3——设定观察变量与潜在变量

执行功能列【Setup】→【Variables】程序,开启[Labels]对话窗口,按【Add/Read Variables】(增列/读取变量)钮选取 PRELIS 文件:[社会支持.psf],则该文件中所有变量均会读入[Observed Variables]方盒中→按【Add Latent Variables】(新增潜在变量)钮,增列模型中三个潜在变量构念:家人支持、朋友支持、师长支持→按【OK】钮。

增列观察变量与潜在变量后,[LISREL Windows Application— 社会支持 CFA]对话窗口中最下面的方盒会出现增列设定的观察变量(PRELIS 文件中所有变量)与潜在变量。虽然文件中的所有变量均汇入观察变量方盒中,但在假设模型图中可能只使用到少数观察变量,部分的变量并没有使用到,研究者不用将没有使用到的观察变量删除,因为在其余模型

或多群组分析中可能会再使用到这些变量，此时就不用重新进行文件的转换或汇入。

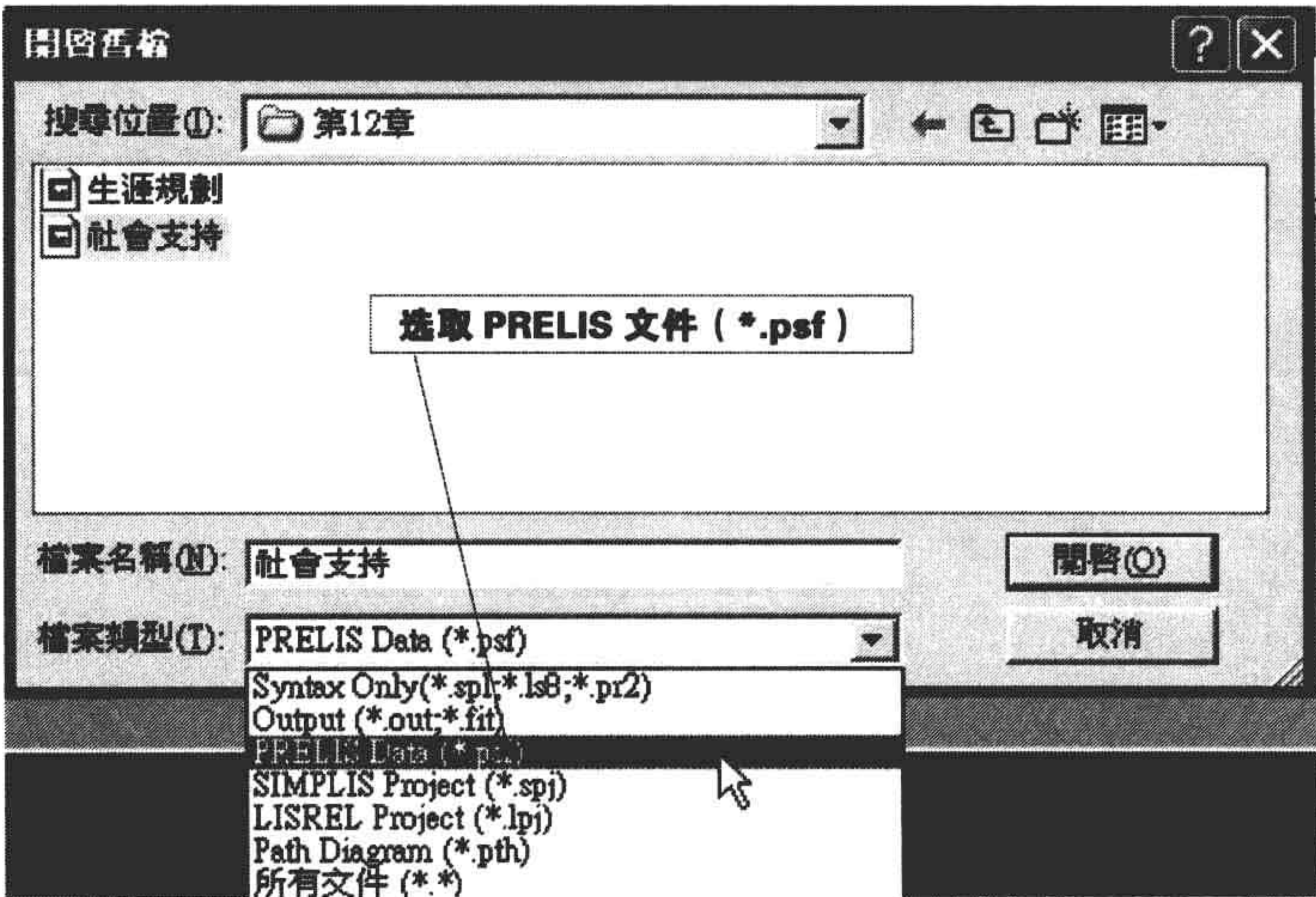


图 12-80

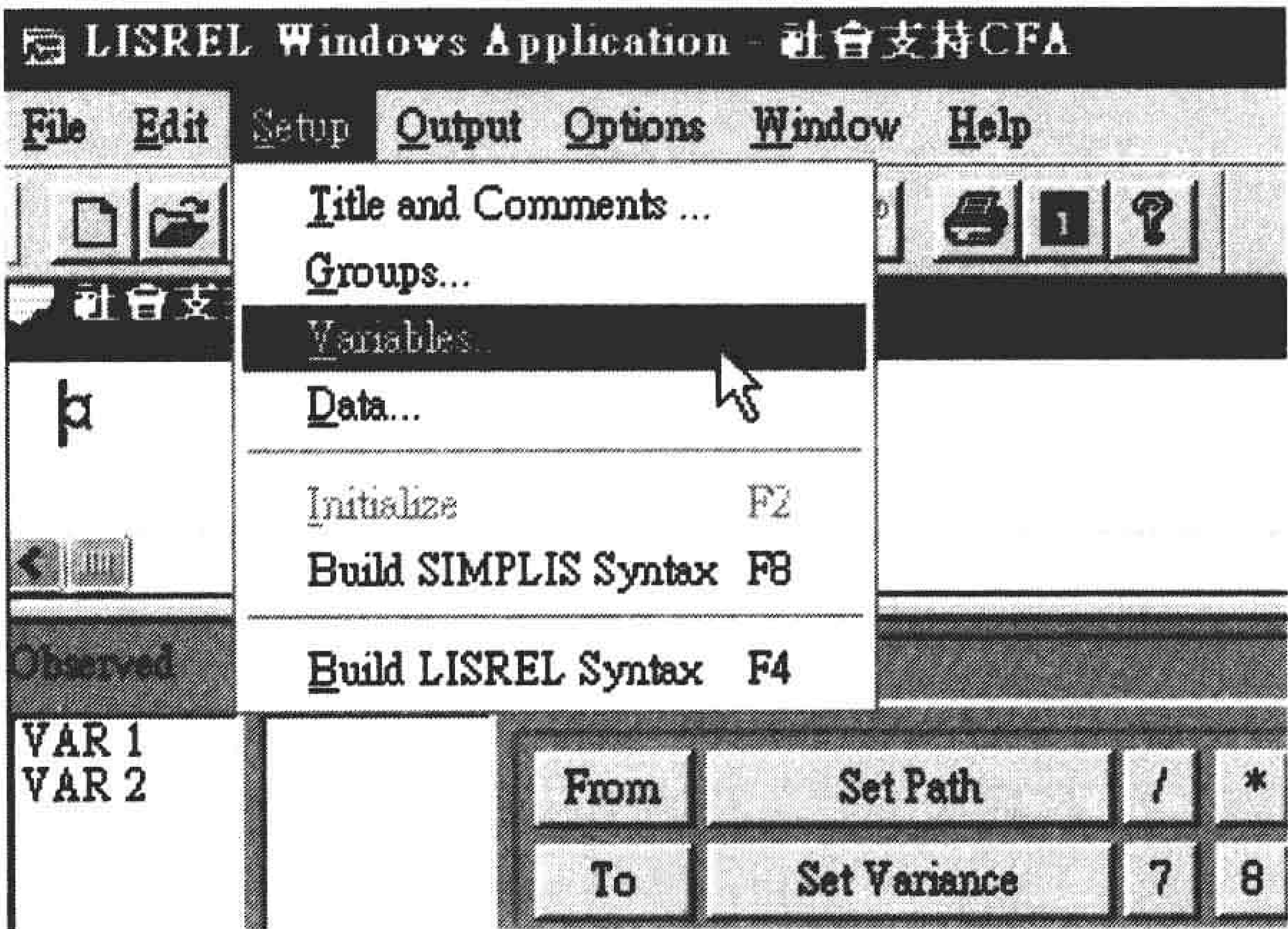


图 12-81

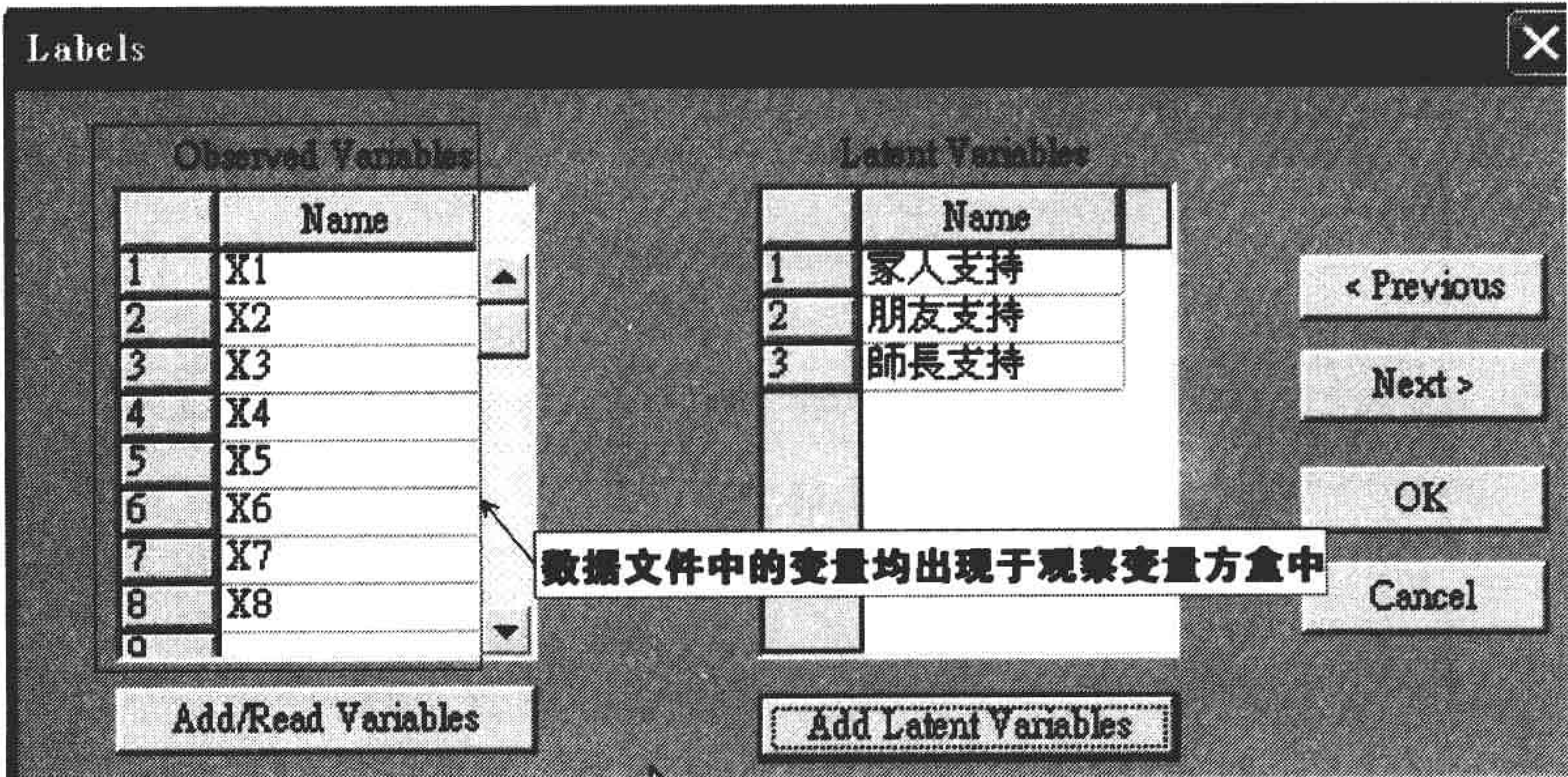


图 12-82

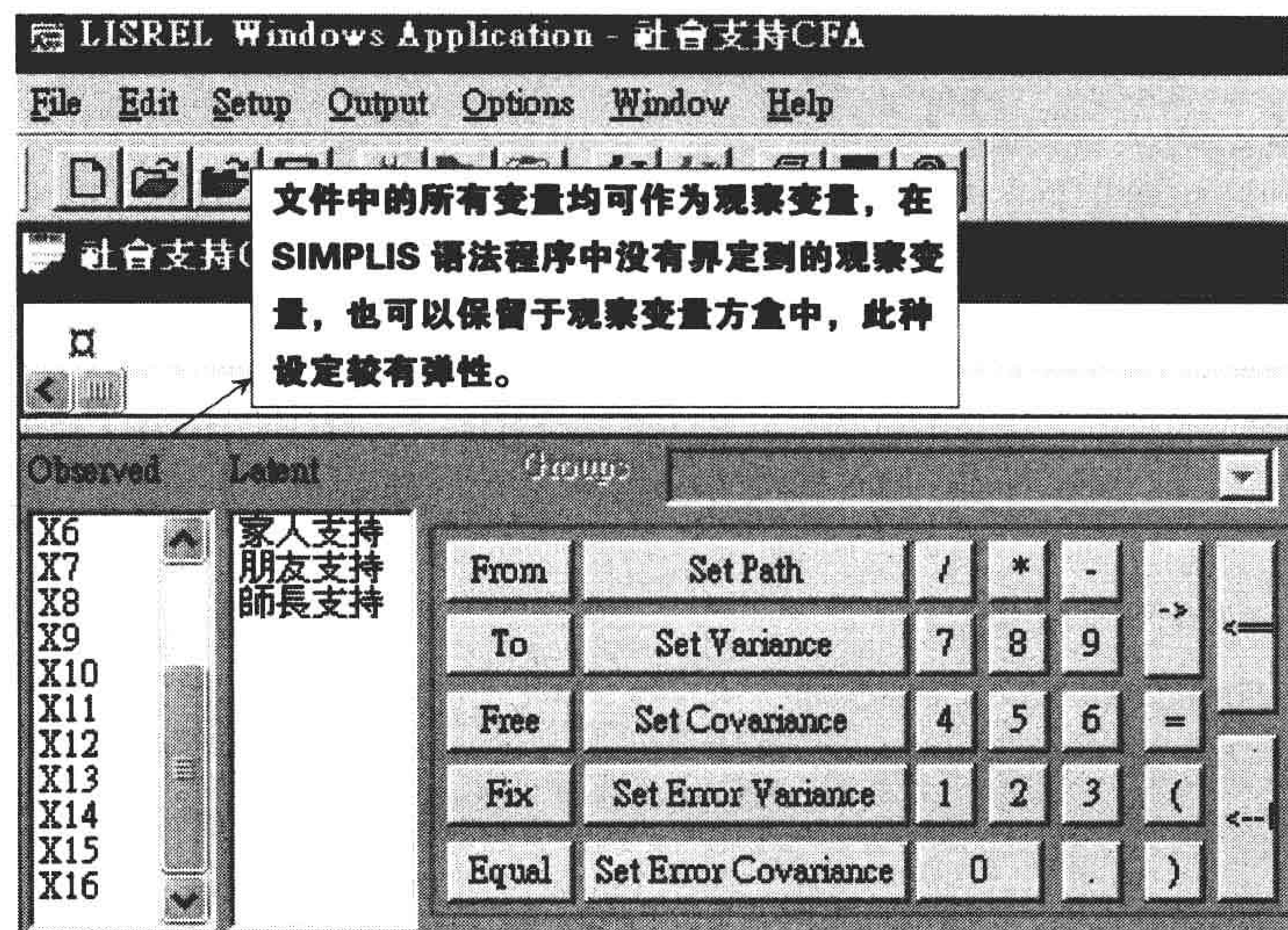


图 12-83

步骤 4——设定观察值的样本数

执行功能列【Setup】→【Data】程序，开启[Data]对话窗口。

在[Data]对话窗口中，[Number of observations]（观察值数目）下的方格中预设值为0，可更改，范例中更改为200，表示分析的样本数有200个。在[Statistics from]（统计来自）下的方盒中可设定分析的文件为原始文件（Raw Data）、变量间的协方差矩阵（Covariances）或变量间的相关矩阵（Correlations）。在文件型态（File type）方面为PRELIS系统文件（PRELIS System Data），按【Browse】（浏览）钮可重新选取PRELIS文件。在步骤2中开启的文件类型为PRELIS Data（*.psf），文件名为“社会支持.psf”，因而此窗口中的文件型态与文件名称均不用更改，[File type]（文件型态）下的方格中之选项为[PRELIS System Data]、[File name]（文件名称）下的方格中之选项为[D:\第12章\社会支持.psf]。

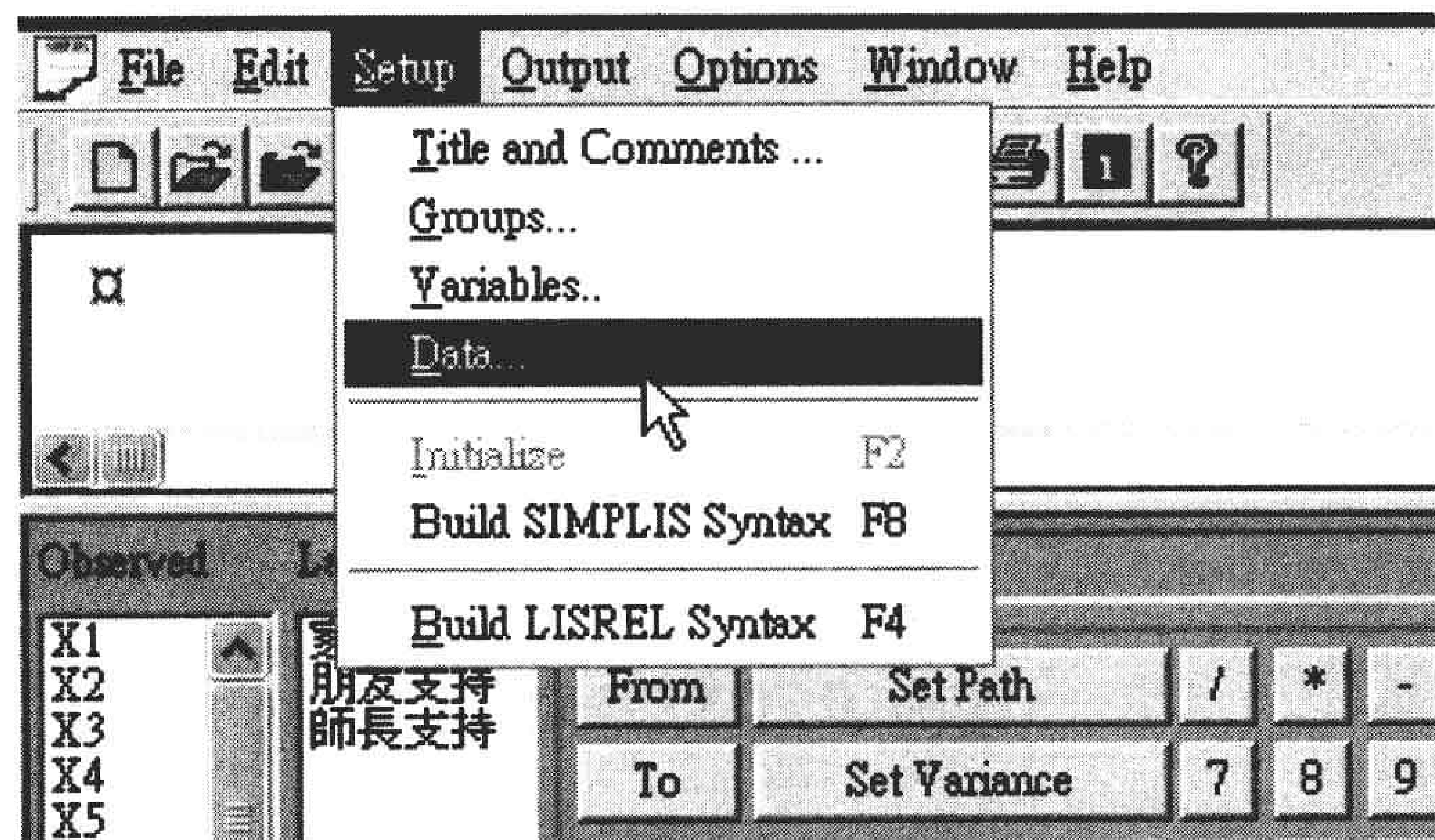


图 12-84

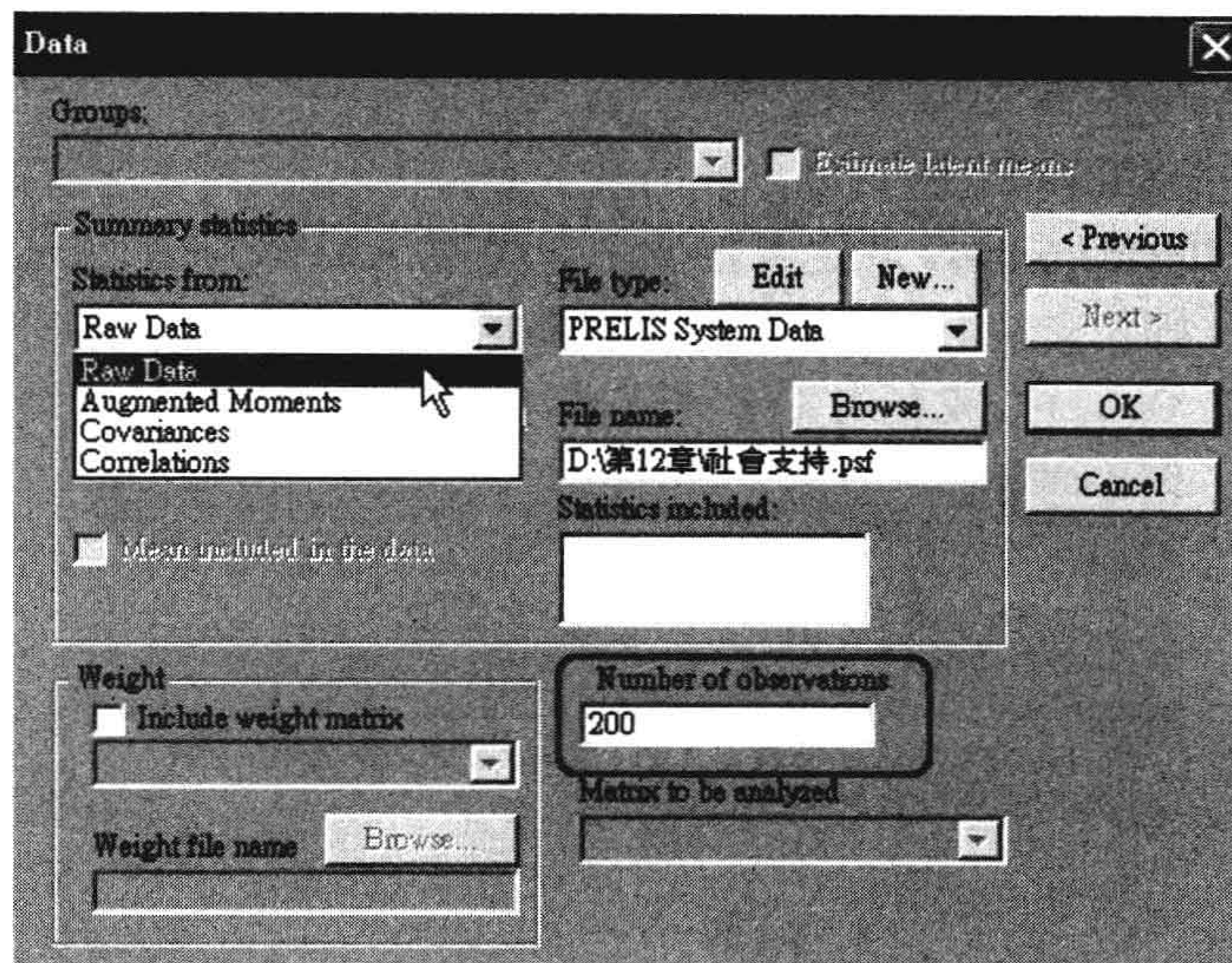


图 12-85

步骤 5——设定 SIMPLIS 输出

执行功能列【Output】→【SIMPLIS Outputs】程序,会于 SIMPLIS 语法编辑区域中自动出现以下的语法,包括分析的文件(观察变量)、样本数的设定(样本数有 200 个)、潜在变量的设定(三个潜在变量)、模型变量间关系设定的关键字(Relationships)、呈现路径分析图的关键字(Path Diagram)、SIMPLIS 语法结束关键字(End of Problem)等。SIMPLIS 自动增列的六行指令为:

```
Raw Data from file' D:\第 12 章\社会支持. psd'
Sample Size = 200
Latent Variables 家人支持 朋友支持 师长支持
Relationships
Path Diagram
End of Problem
```



图 12-86

步骤 6——增列变量间关系语法指令

根据步骤 5 SIMPLIS 语法空白处出现的基本语法指令，增列变量间关系的语法指令，范例中于关键字[Relationships]下设定三个测量模型：[X1-X6 = 家人支持、X7-X10 = 朋友支持、X11-X16 = 师长支持]。研究者也可以根据研究所需，输出 LISREL 格式的结果(关键字为 LISREL Output)，或利用关键字[Options：]输出 SIMPLIS 的结果。



图 12-87

```
Raw Data from file' D:\第 12 章\社会支持. psd'
Sample Size = 200
Latent Variables 家人支持  朋友支持  师长支持
Relationships
X1-X6 = 家人支持
X7-X10 = 朋支支持
X11-X16 = 师长支持
Path Diagram
End of Problem
```

步骤 7——执行 SIMPLIS 语法程序

按工具列执行图像钮(Run LISREL)，会执行 SIMPLIS 语法程序。标准化估计值的模型图如下，模型的自由度为 101、卡方值等于 183.20、显著性概率值 p 等于 0.000、RMSEA 值等于 0.064。

假设模型相关的适配度统计量与修正指标如下，若是假设模型与样本数据间无法适配，研究者可根据修正指标逐一修正假设模型，再重新验证模型。

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 101

Minimum Fit Function Chi-Square = 198.12(P = 0.00)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 183.20(P = 0.00)

Estimated Non-centrality Parameter(NCP) = 82.20

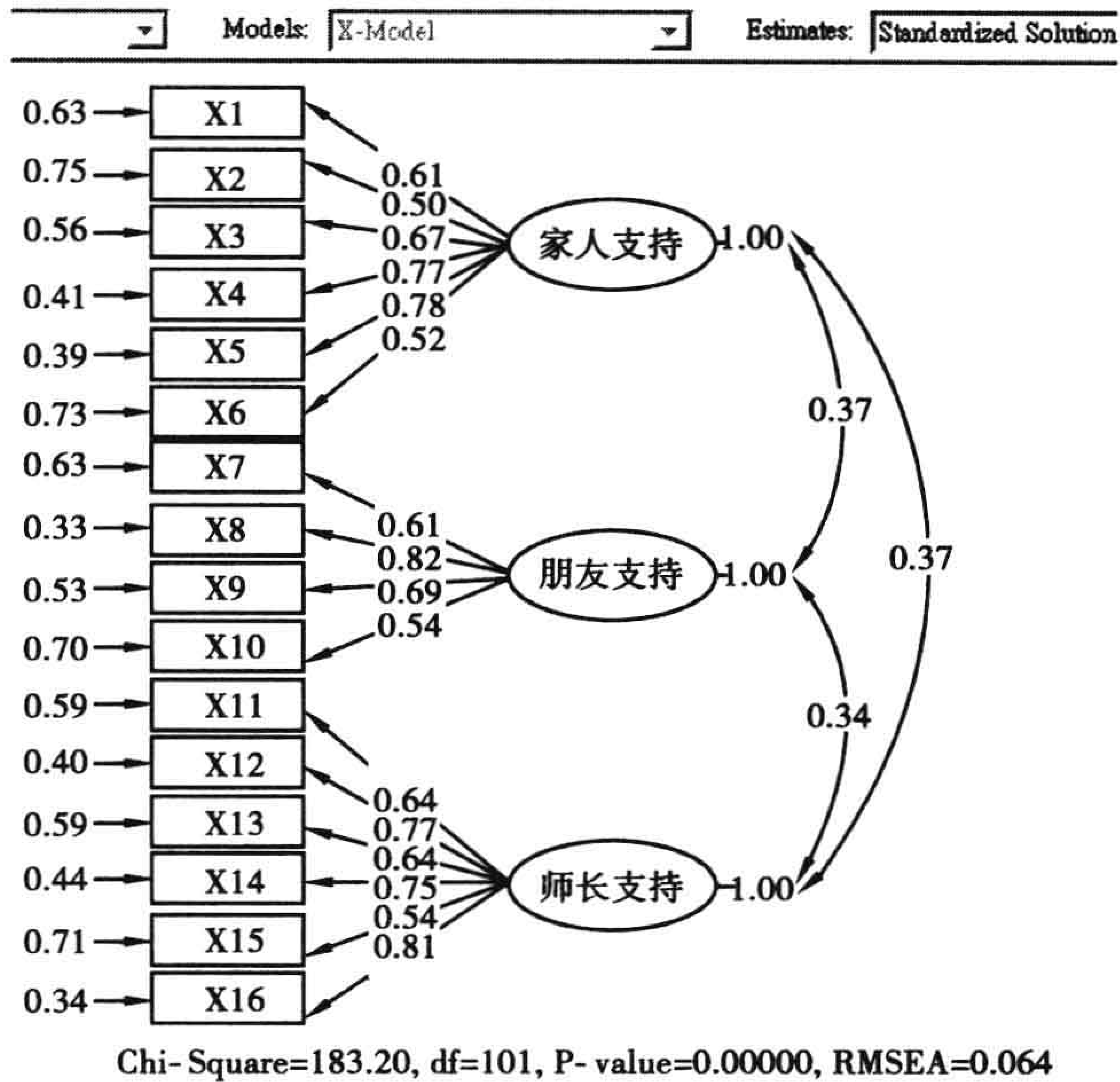


图 12-88

90 Percent Confidence Interval for NCP = (48.17 ; 124.08)
Minimum Fit Function Value = 1.00
Population Discrepancy Function Value(F0) = 0.41
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.24 ; 0.62)
Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA) = 0.064
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.049 ; 0.079)
P-Value for Test of Close Fit(RMSEA < 0.05) = 0.062
Expected Cross-Validation Index(ECVI) = 1.27
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (1.10 ; 1.48)
ECVI for Saturated Model = 1.37
ECVI for Independence Model = 10.65
Chi-Square for Independence Model with 120 Degrees of Freedom = 2087.89
Independence AIC = 2119.89
Model AIC = 253.20
Saturated AIC = 272.00
Independence CAIC = 2188.66
Model CAIC = 403.64
Saturated CAIC = 856.57
Normed Fit Index(NFI) = 0.91
Non-Normed Fit Index(NNFI) = 0.94
Parsimony Normed Fit Index(PNFI) = 0.76
Comparative Fit Index(CFI) = 0.95
Incremental Fit Index(IFI) = 0.95
Relative Fit Index(RFI) = 0.89
Critical N(CN) = 138.59
Root Mean Square Residual(RMR) = 0.12
Standardized RMR = 0.072

```
Goodness of Fit Index(GFI) = 0.90
Adjusted Goodness of Fit Index(AGFI) = 0.86
Parsimony Goodness of Fit Index(PGFI) = 0.67
The Modification Indices Suggest to Add the
  Path to from        Decrease in Chi-Square        New Estimate
X10     师长支持            16.7                       0.35
The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance
  Between  and   Decrease in Chi-Square   New Estimate
X6      X1                 11.9                       0.32
X9      X2                 8.6                        0.24
```

根据修正指标值,逐一修正假设模型,假设最终的社会支持一阶 CFA 假设模型图如下:测量模型从单向度测量模型(unidimensional measurement model)改为多向度测量模型(multidimensional measurement model),观察指标之测量误差间彼此独立修正为部分测量误差项间有共变关系。新增列的路径与误差项共变路径如下:观察变量 X10 除受到潜在变量朋友支持影响外,也受到潜在变量师长支持的影响,观察变量 X1 与观察变量 X6 之测量误差间有共变关系、观察变量 X3 与观察变量 X8 之测量误差间有共变关系、观察变量 X1 与观察变量 X8 之测量误差间有共变关系、观察变量 X6 与观察变量 X12 之测量误差间有共变关系。

修改原先 SIMPLIS 的语法如下。

```
Raw Data from file' D:\第 12 章\社会支持. psf'
Sample Size  =  200
Latent Variables   家人支持    朋友支持    师长支持
Relationships
X1-X6          =  家人支持
X7-X10         =  朋友支持
X10 X11-X16  =  师长支持
Set the Error Covariance between X1 and X6 Free
Set the Error Covariance between X3 and X8 Free
Set the Error Covariance between X1 and X8 Free
Set the Error Covariance between X6 and X12 Free
Path Diagram
End of Problem
```

研究者进一步假定家人支持构念的六个测量指标之误差方差相等,可将 SIMPLIS 语法程序修改如下:

```
Raw Data from file' D:\第 12 章\社会支持. psf'
Sample Size  =  200
Latent Variables   家人支持    朋友支持    师长支持
Relationships
X1-X6         =  家人支持
X7-X10        =  朋友支持
X10 X11-X16 =  师长支持
Set the Error Covariance between X1 and X6 Free
Set the Error Covariance between X3 and X8 Free
Set the Error Covariance between X1 and X8 Free
Set the Error Covariance between X6 and X12 Free
```

Equal Error Variances: X1 X2 X3 X4 X5 X6
Path Diagram
End of Problem

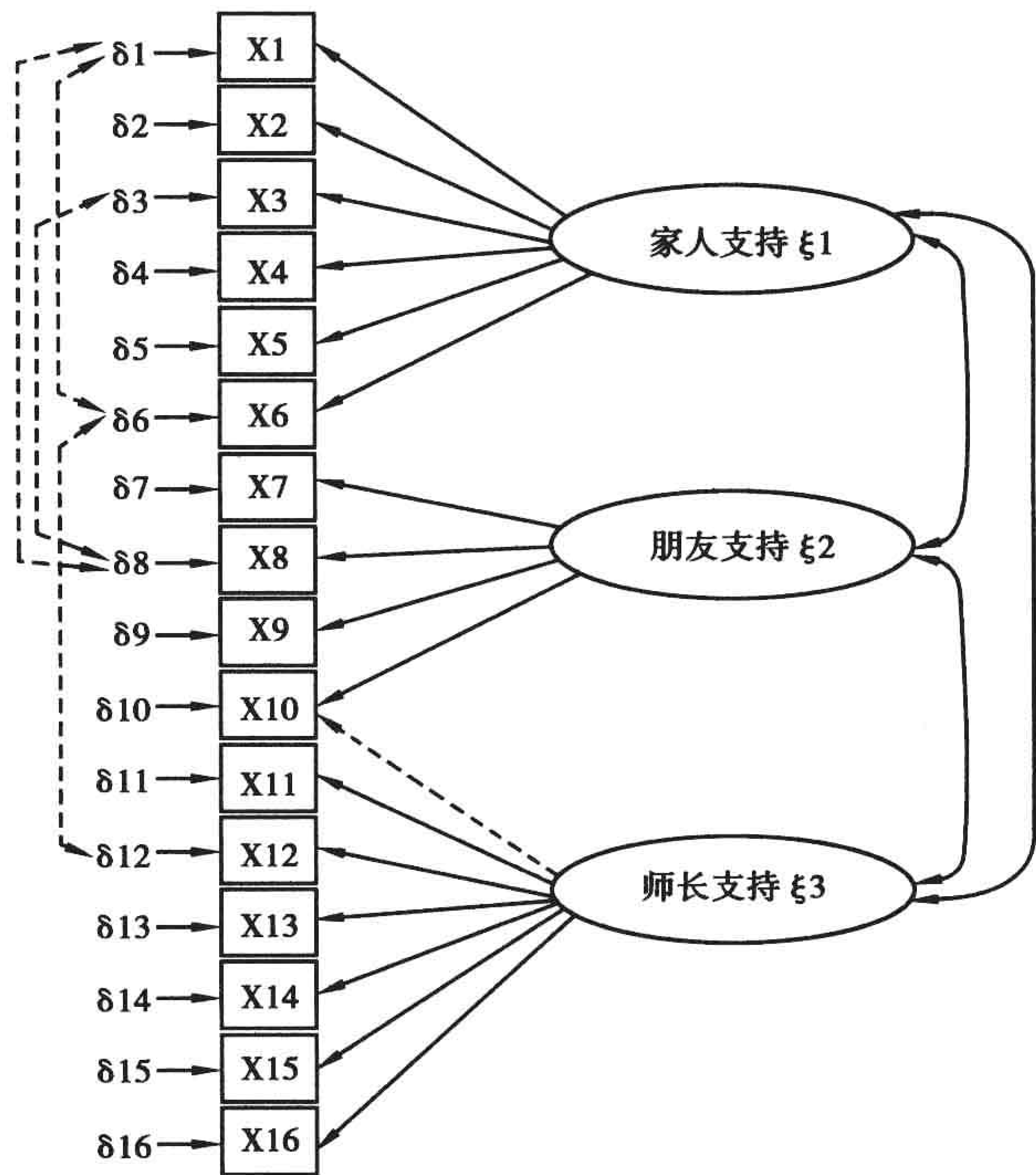


图 12-89

```
Raw Data from file 'D:\第12章\社會支持.psf'
Sample Size = 200
Latent Variables  家人支持 朋友支持 師長支持
Relationships
X1-X6   = 家人支持
X7-X10  = 朋友支持
X10 X11-X16 = 師長支持
Set Error Covariance of X1 and X6 Free
Set Error Covariance of X3 and X8 Free
Set Error Covariance of X1 and X8 Free
Set Error Covariance of X6 and X12 Free
Path Diagram
End of Problem
```

图 12-90

在初始三因子 CFA 假设模型中，研究者假定家人支持对其六个测量指标之影响程度相同（六个测量指标有相同的因素负荷量）、朋友支持对四个测量指标之影响程度相同（四个测量指标有相同的因素负荷量）、师长支持对其六个测量指标之影响程度相同（六个测量指标有相同的因素负荷量），则须增列等化限制的路径指令，其 SIMPLIS 语法如下：

```
Raw Data from file' D:\第 12 章\社会支持.psf'
Sample Size = 200
Latent Variables    家人支持    朋友支持    师长支持
Relationships
X1-X6       = 家人支持
X7-X10      = 朋友支持
X11-X16     = 师长支持
SET 家人支持->X1 = 家人支持->X2 = 家人支持->X3 = 家人支持->X4 = 家人支持->X5 = 家人支持->X6
SET 朋友支持->X7 = 朋友支持->X8 = 朋友支持->X9 = 朋友支持->X10
SET 师长支持->X11 = 师长支持->X12 = 师长支持->X13 = 师长支持->X14 = 师长支持->X15 = 师长支持->X16
Path Diagram
End of Problem
```

12.6 SIMPLIS Project 的简化操作——SEM 为例

在中学退休教师生涯规划、生活适应与生活满意的因果模型图中，两个外因潜在变量为生涯规划、生活适应，一个内因潜在变量为生活满意。在 LISREL 的分析中，没有特定增列参数限定条件，均假设所有外因潜在变量间有双箭号的共变关系，若是研究者认为外因潜在变量间（ξ1 与 ξ2）为独立关系，彼此间没有相关，则需要增列界定外因潜在变量间的共变关系等于 0，其语法为：

"Set the Covariance between 生涯规划 and 生活适应 to 0"（两个潜在变量的方差均为 1，协方差为 0，则其相关系数等于 0）。

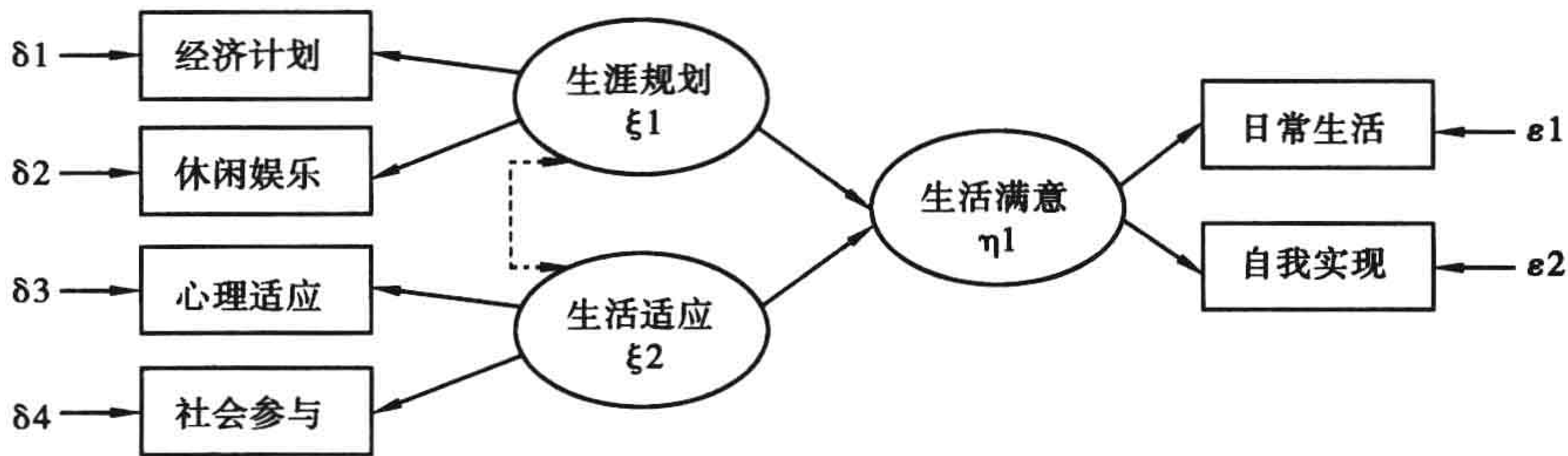


图 12-91

步骤 1——新增 SIMPLIS 语法专案

在［LISREL Windows Application］对话窗口中，执行功能列【File】→【New】程序，打开［开启新档］对话窗口→在［开启新档(N)］的方盒中选取［SIMPLIS Project］选项→按【确定】钮。

按下【确定】钮后，会开启［另存新档］对话窗口，［存档类型(T)］为［SIMPLIS Project（*.spj）］，在［文件名称(N)］的右边输入新文件名［生活满意 SEM］→按【储存(S)】钮。

按下【储存(S)】钮后，回到［LISREL Windows Application—生活满意 SEM］对话窗口，中间空白为 SIMPLIS 语法的撰写区，语法输入区的下方为模型之观察变量与潜在变量的提示方盒，内定的观察变量有两个，变量名称分别 VAR1，VAR2，无潜在变量（因为尚

未界定潜在变量)。

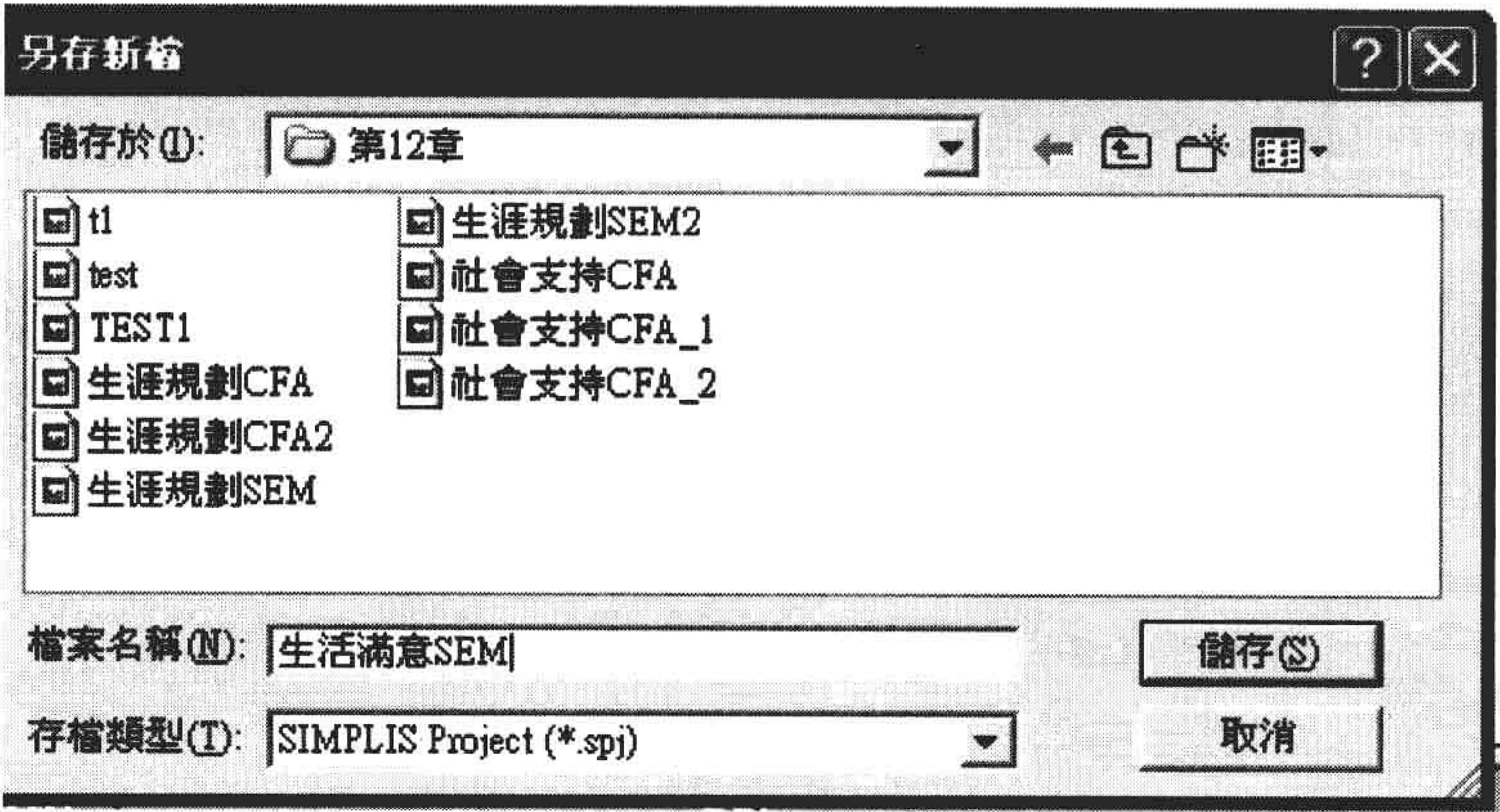


图 12-92

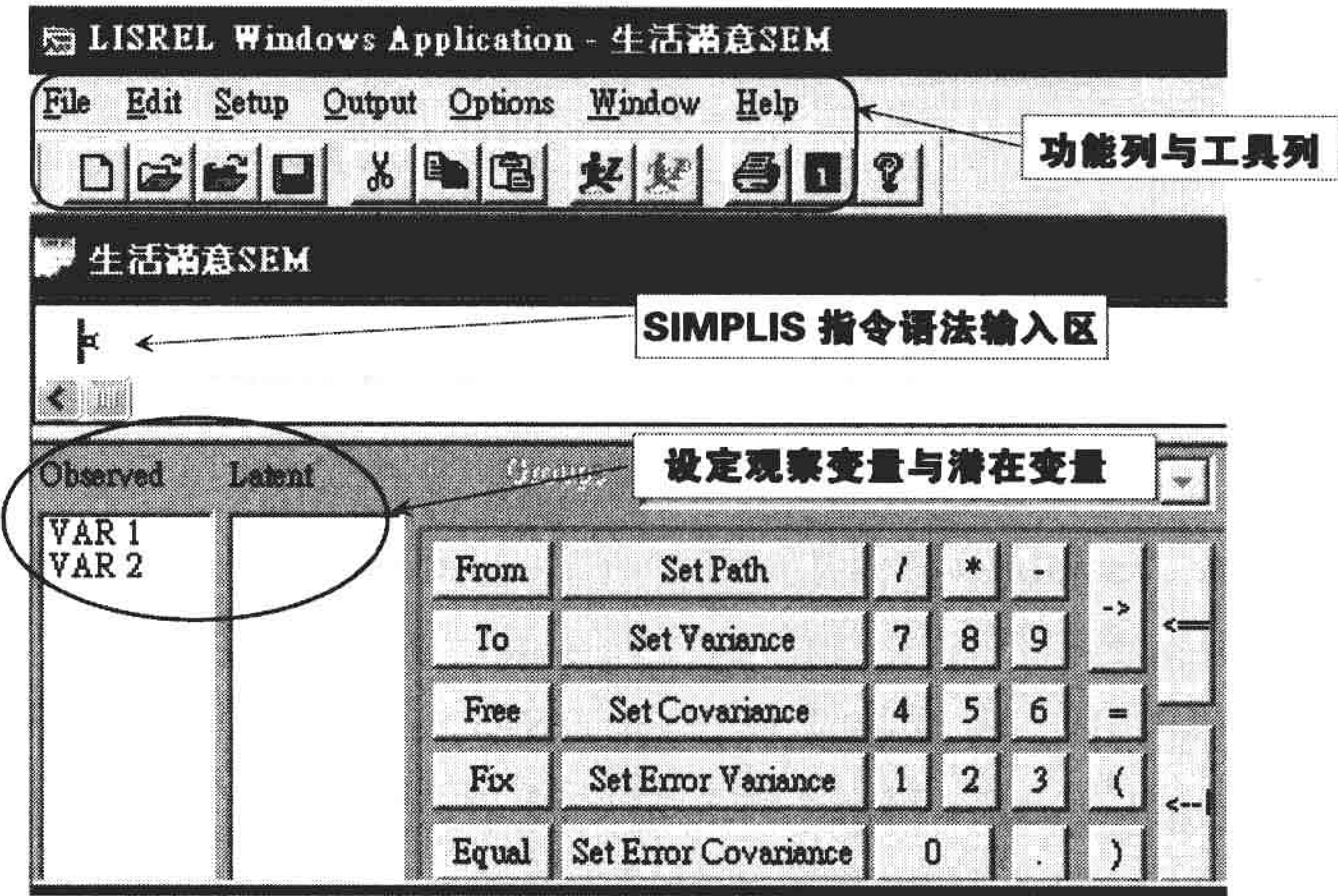


图 12-93

步骤 2——开启模型的文件

执行功能列【File】→【Open】程序或按工具列【开启旧档】钮,会出现[开启旧档]对话窗口,在[文件类型(T)]的下拉式选单中选取[PRELIS Data(＊.psf)]选项→ 在[搜寻位置(I)]中选取文件,范例中为"生涯规划"→按【开启(O)】钮→开启 SIMPLIS 文件[生涯规划.psf]窗口,按右上角缩小键[－],将窗口缩小。

[生涯规划.psf]文件的有效样本数共有 468 位。

步骤 3——设定观察变量与潜在变量

执行功能列【Setup】→【Variables】程序,开启[Labels]对话窗口,按【Add/Read Variables】钮选取 PRELIS 文件:[生涯规划.psf],则[生涯规划.psf]文件中所有变量均会读入[Observed Variables]方盒中→按【Add Latent Variables】钮,增列模型中三个潜在变量构念名称:生涯规划、生活适应、生活满意→按【OK】钮。

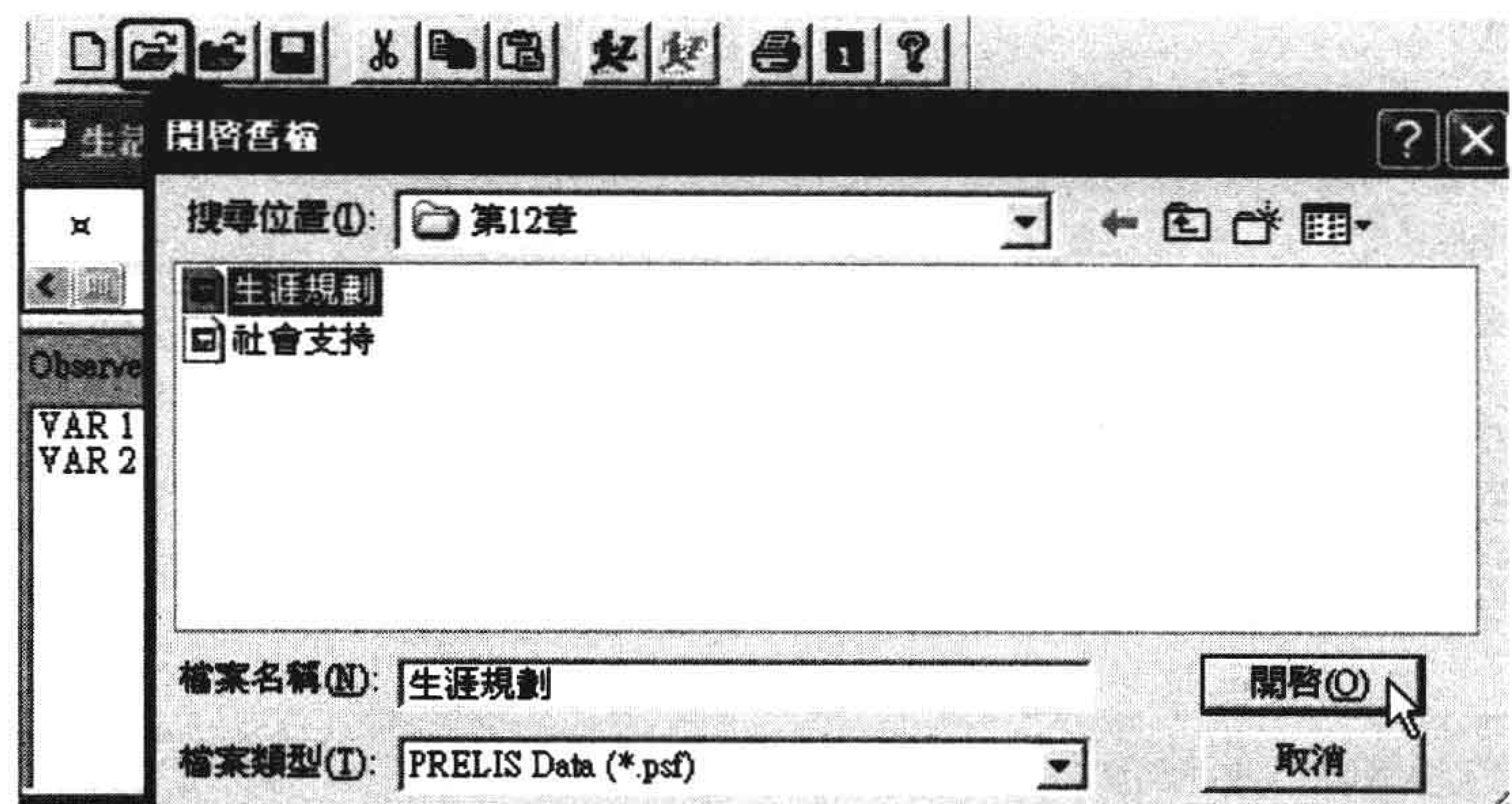


图 12-94

生涯規劃

	性別	健康狀況	經濟狀況	健康維持	居家安排	經濟計劃	休閒娛樂	社會參與	靈性生活	生理適應
464	2.00	1.00	2.00	20.00	14.00	22.00	20.00	25.00	101.00	20.00
465	2.00	1.00	1.00	19.00	15.00	22.00	20.00	25.00	101.00	18.00
466	2.00	2.00	1.00	20.00	15.00	23.00	20.00	25.00	103.00	20.00
467	2.00	2.00	1.00	17.00	13.00	24.00	20.00	25.00	99.00	11.00
468	2.00	3.00	2.00	20.00	15.00	25.00	20.00	25.00	105.00	19.00

图 12-95

【备注】

于【Add/Read Variables】对话窗口中，[Read from file]（读取何种文件）选单有两种：[LISREL System File]、[PRELIS System File]，内定为 LISREL 系统文件类型，研究者必须将之改为 PRELIS 系统文件类型（PRELIS System File）。

按【Add Latent Variables】钮增列界定的潜在变量名称不能与观察变量（文件中的变量名称）相同，否则执行时会出现错误，因为一个假设模型中不能出现两个相同的变量名称。

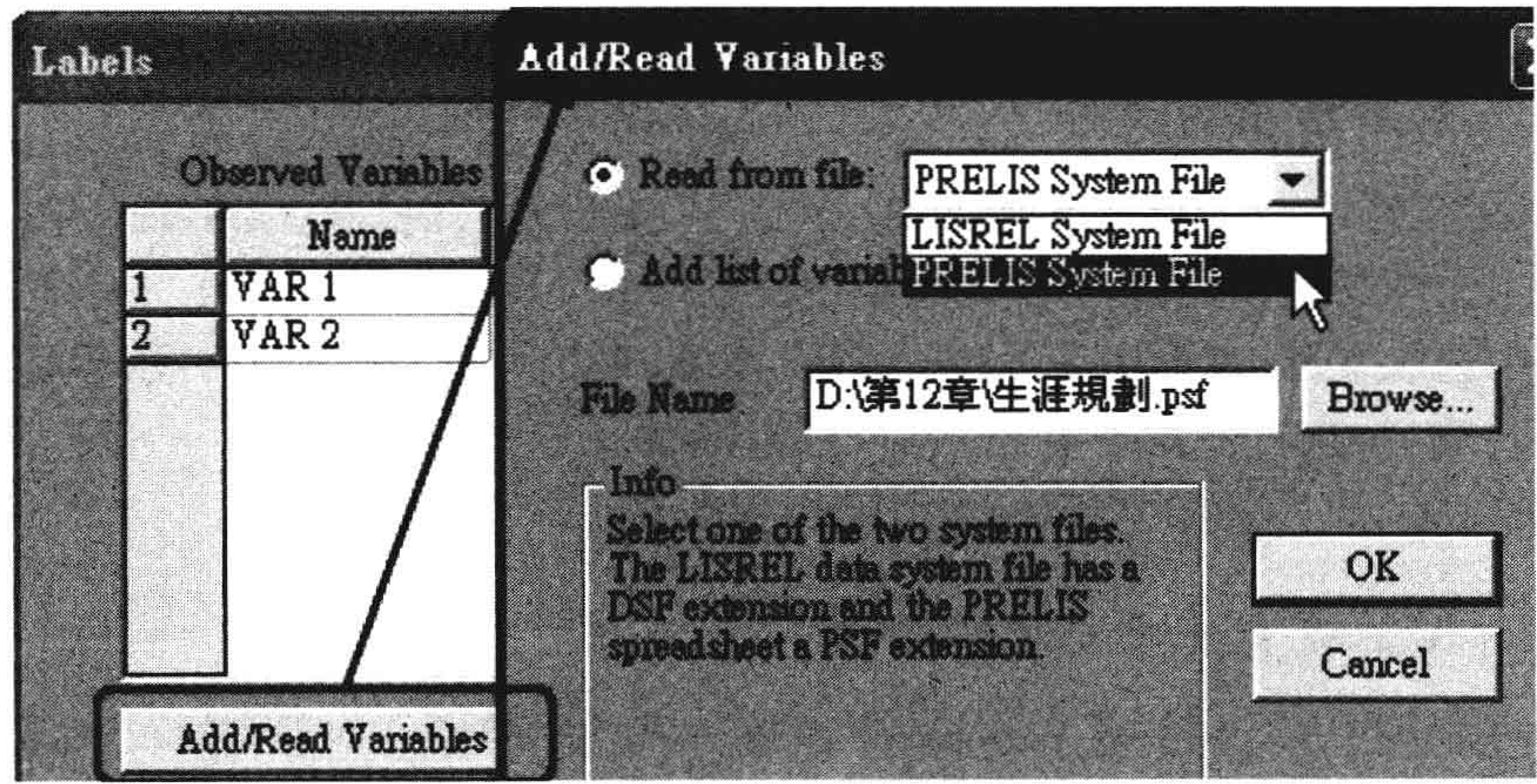


图 12-96

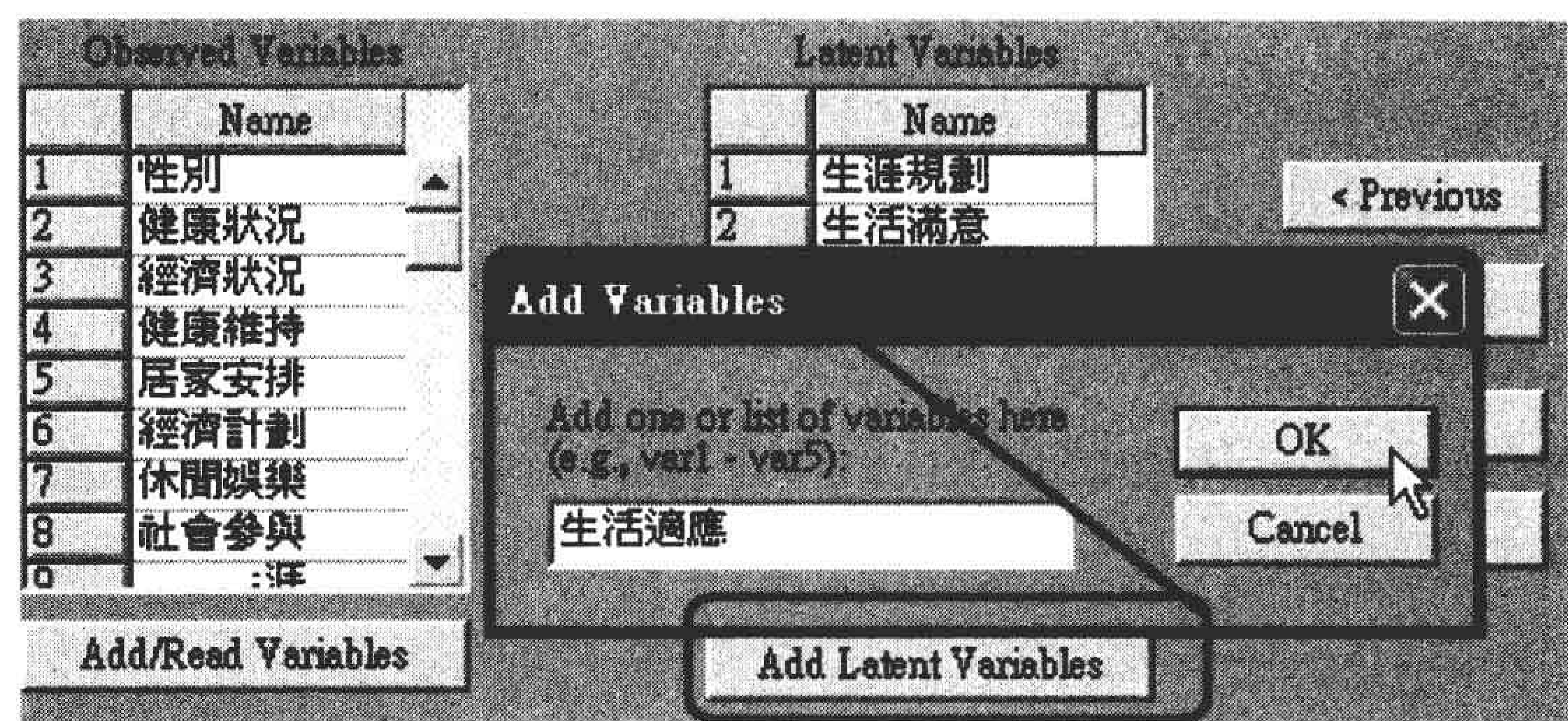


图 12-97

步骤 4——设定观察值的样本数

执行功能列【Setup】→【Data】程序，开启［Data］对话窗口。

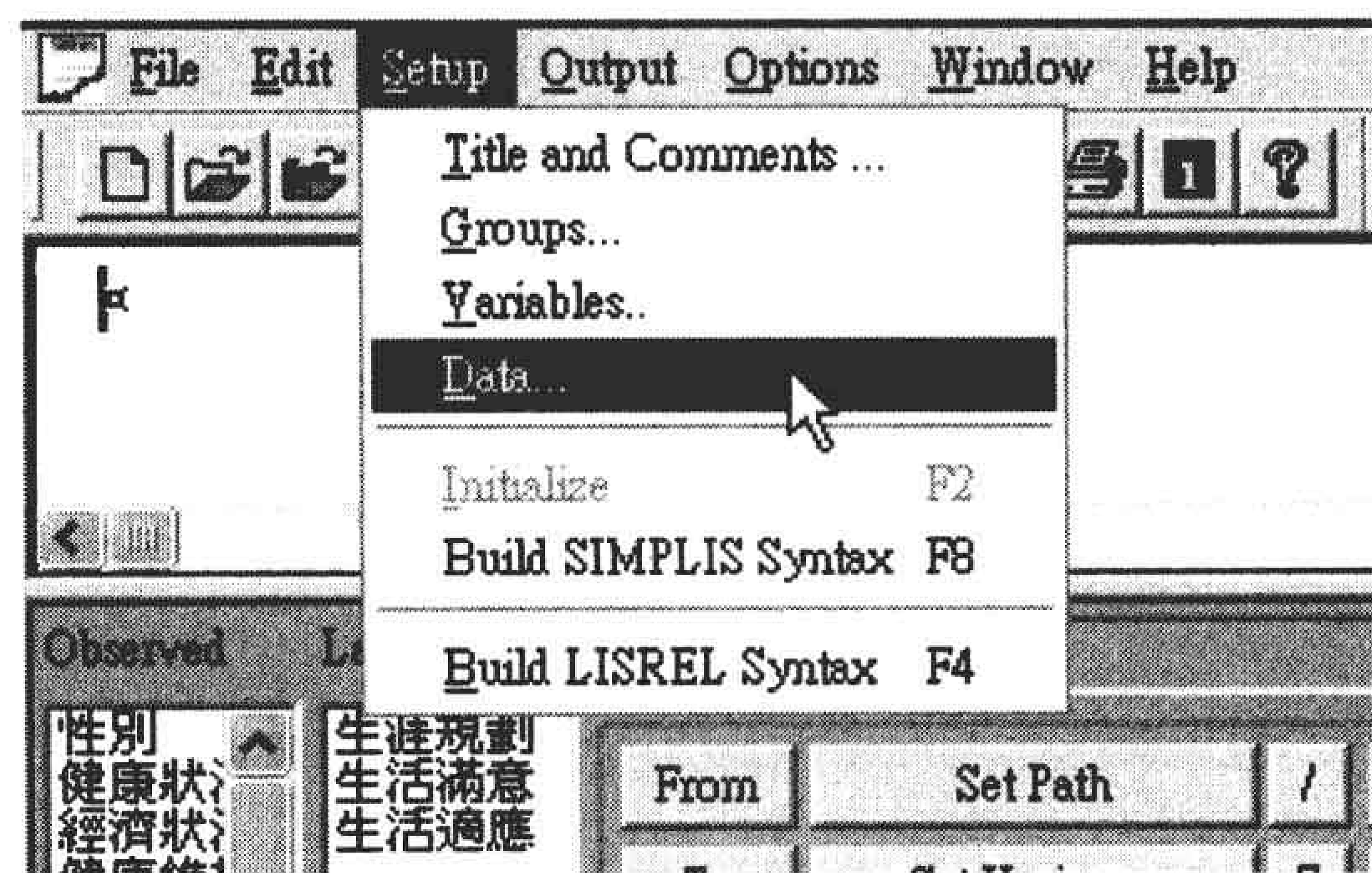


图 12-98

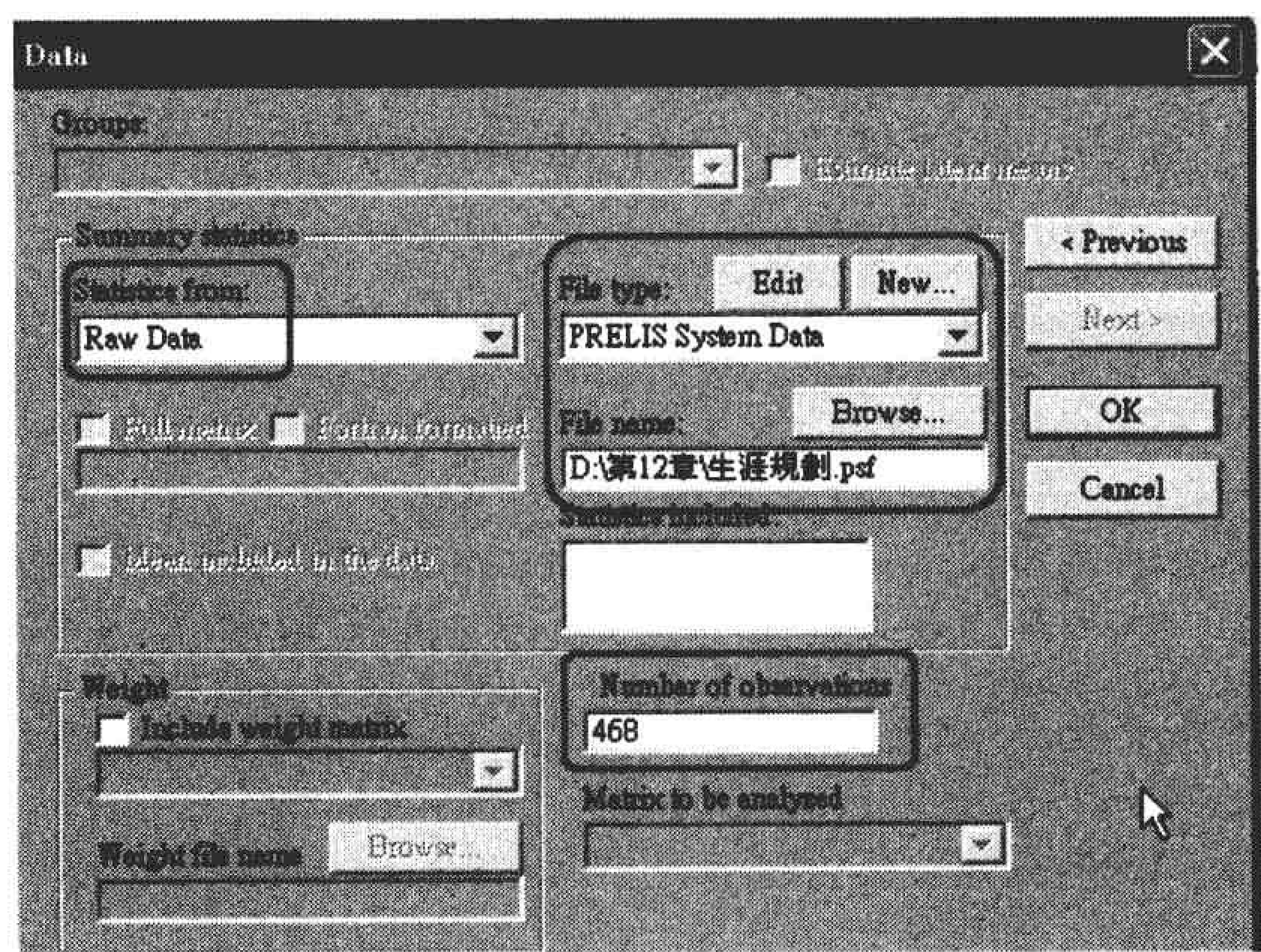


图 12-99

在［Data］对话窗口中，［Number of observations］（观察值数目）下的方格中预设值为0，更改预设值的数字为统计设定分析的样本数，范例中更改为 468，表示分析的样本数有 468 个。在［Statistics from］（统计来自）下的方盒中选取文件为原始文件（Raw Data）；在文件型态（File type）方面为 PRELIS 系统文件（PRELIS System Data）。由于之前开启的文

件类型为[PRELIS Data(*. psf)]、文件名为[生涯规划. psf],因而此窗口中的文件型态与文件名称均不用更改,于[File type](文件型态)下的方格中选[PRELIS System Data],[File name]下的方格中选[D:\第 12 章\生涯规划. psf]。

步骤 5——设定 SIMPLIS 输出

执行功能列【Output】→【SIMPLIS Outputs】程序。在[SIMPLIS Outputs]的对话窗口中,内定的估计方法为最大概似法(Maximum Likelihood)、估计运算迭代最大数目(Maximum Number of Iteration)为 250(研究者也可以将其改为大于 250 的任一数字)、输出结果数字的小数预设为 2 位(小数位数可以自行更改)→按【OK】钮。

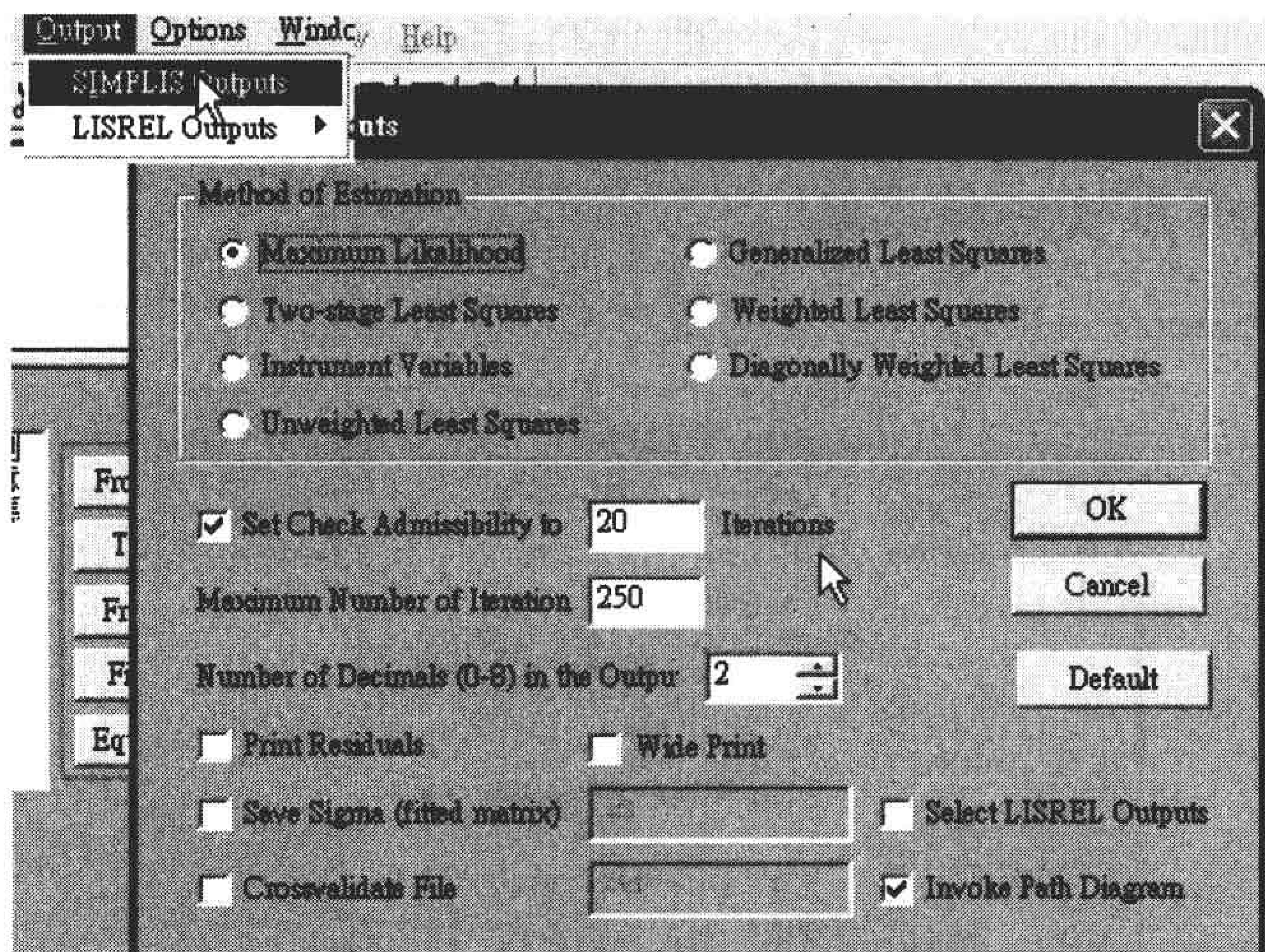


图 12-100

按下【OK】(确定)钮后,会于 SIMPLIS 语法编辑区域中自动出现以下的语法,包括分析文件(观察变量)、样本数设定(样本数有 468 位)、潜在变量设定(三个潜在变量)、模型变量间关系设定的关键字(Relationships)、呈现路径分析图的关键字(Path Diagram)、SIMPLIS 语法结束关键字(End of Problem)等。



图 12-101

步骤 6——增列变量间关系语法指令

根据步骤 5 SIMPLIS 语法空白处出现的基本语法指令，增列变量间关系的语法指令，范例中于关键字[Relationships]下设定三个测量模型及一个潜在变量关系模型：

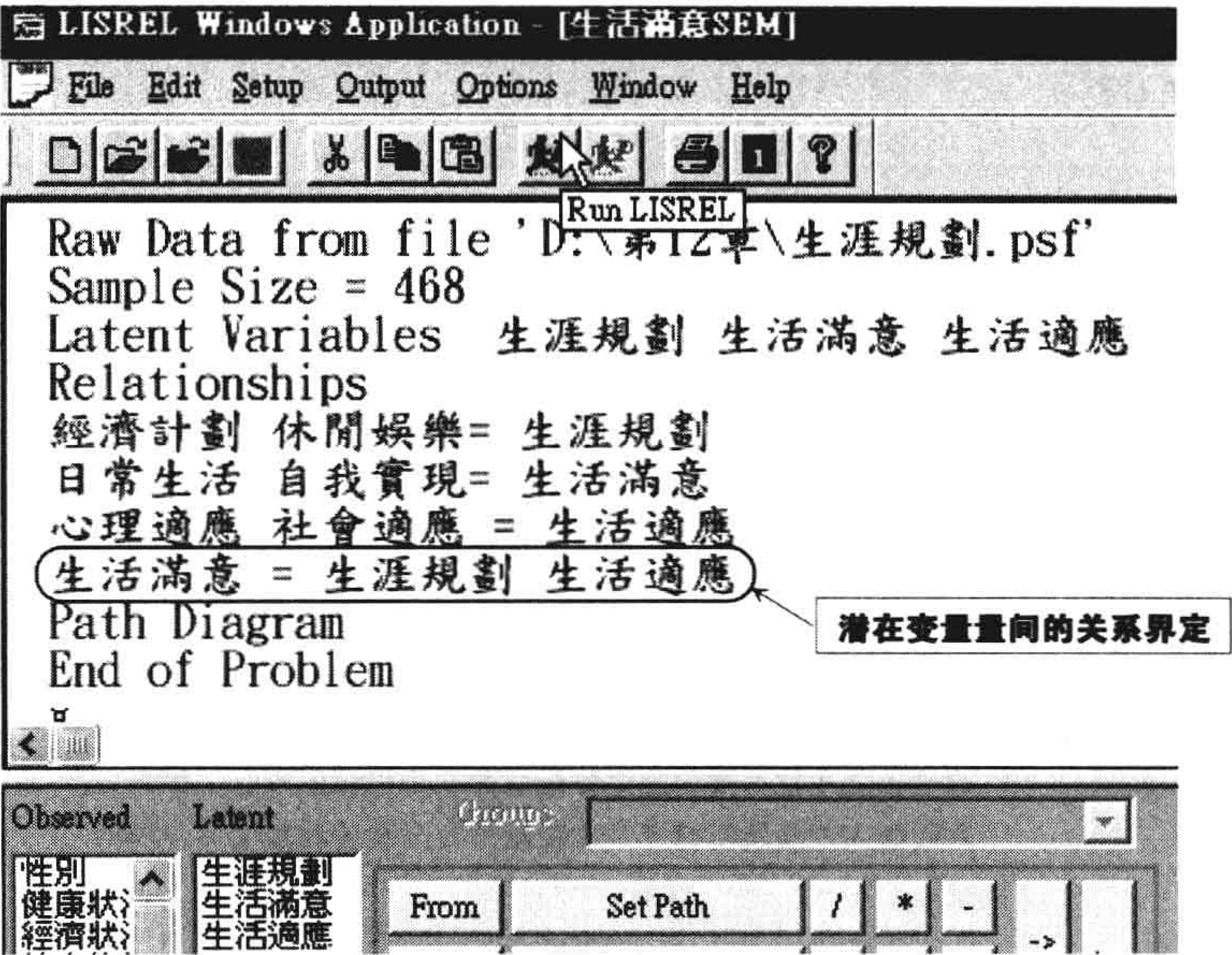


图 12-102

Relationships

经济计划	休闲娱乐	=	生涯规划
日常生活	自我实现	=	生活满意
心理适应	社会适应	=	生活适应
生活满意	= 生涯规划		生活适应

除以关键字[Relationships]界定测量模型或潜在变量间的关系，也可以采用另一关键字[Paths]来界定测量模型或潜在变量间的关系。此外，研究者也可以根据研究所需，输出 LISREL 格式的结果（关键字为 LISREL Output），或利用关键字[Options:]输出 SIMPLIS 的结果。

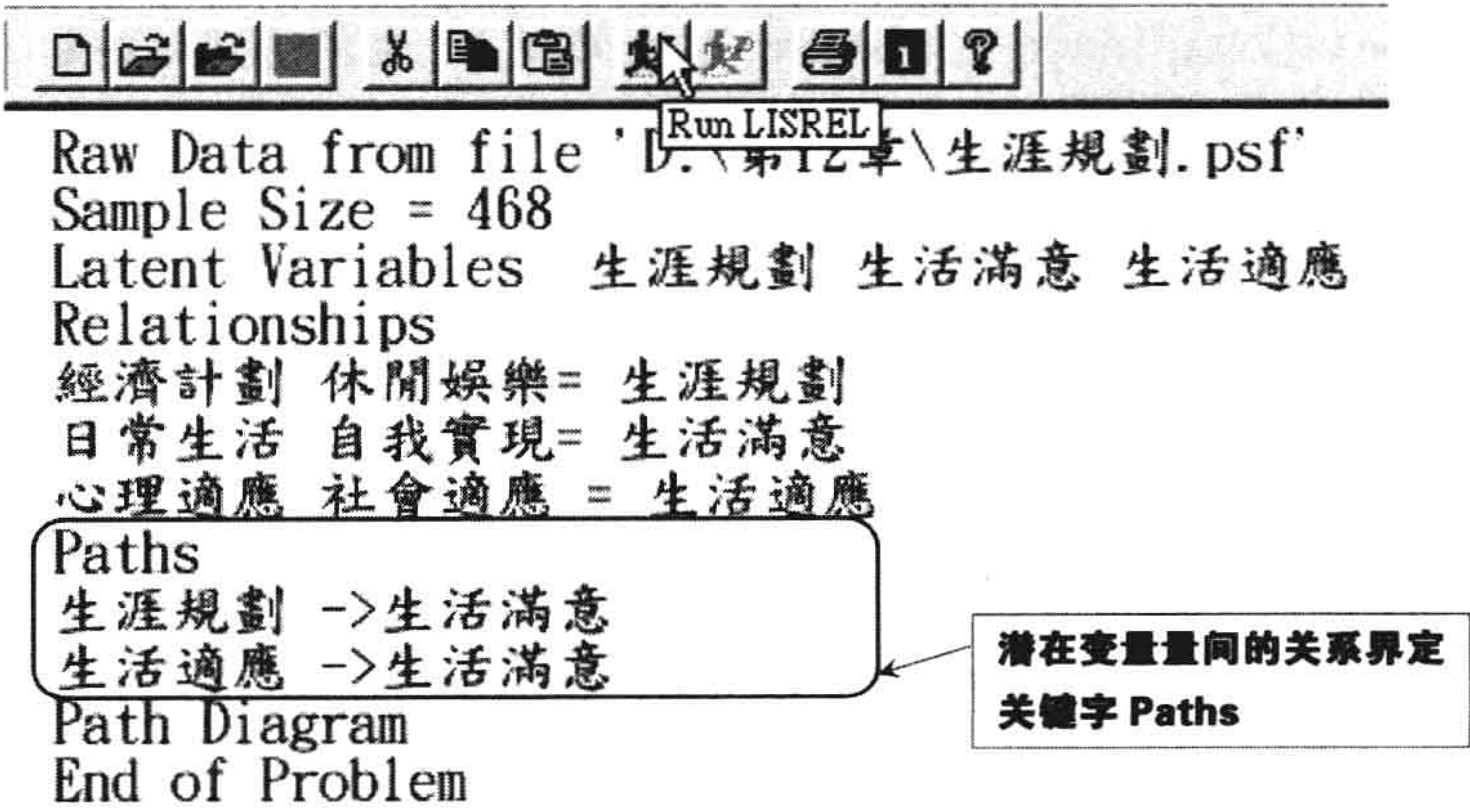


图 12-103

图 12-103 中为修改增列关键字[Paths]来界定潜在变量间的关系：

步骤 7——执行 SIMPLIS 语法程序

按工具列执行图像钮（Run LISREL），会执行 SIMPLIS 语法程序。标准化估计值的模型图如下，模型的自由度为 6、卡方值等于 30.17、显著性概率值 p 等于 0.000、RMSEA 值等于 0.093。

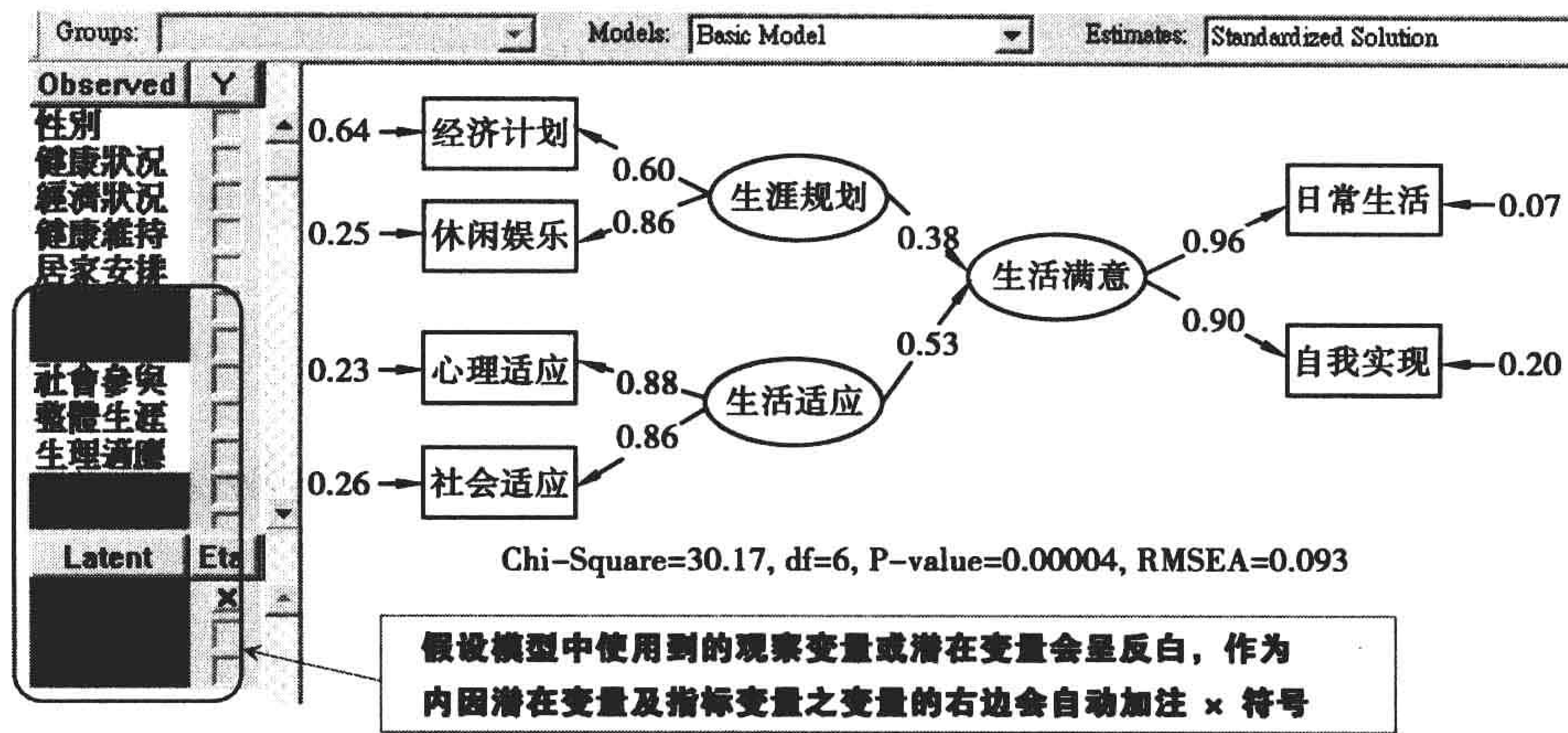
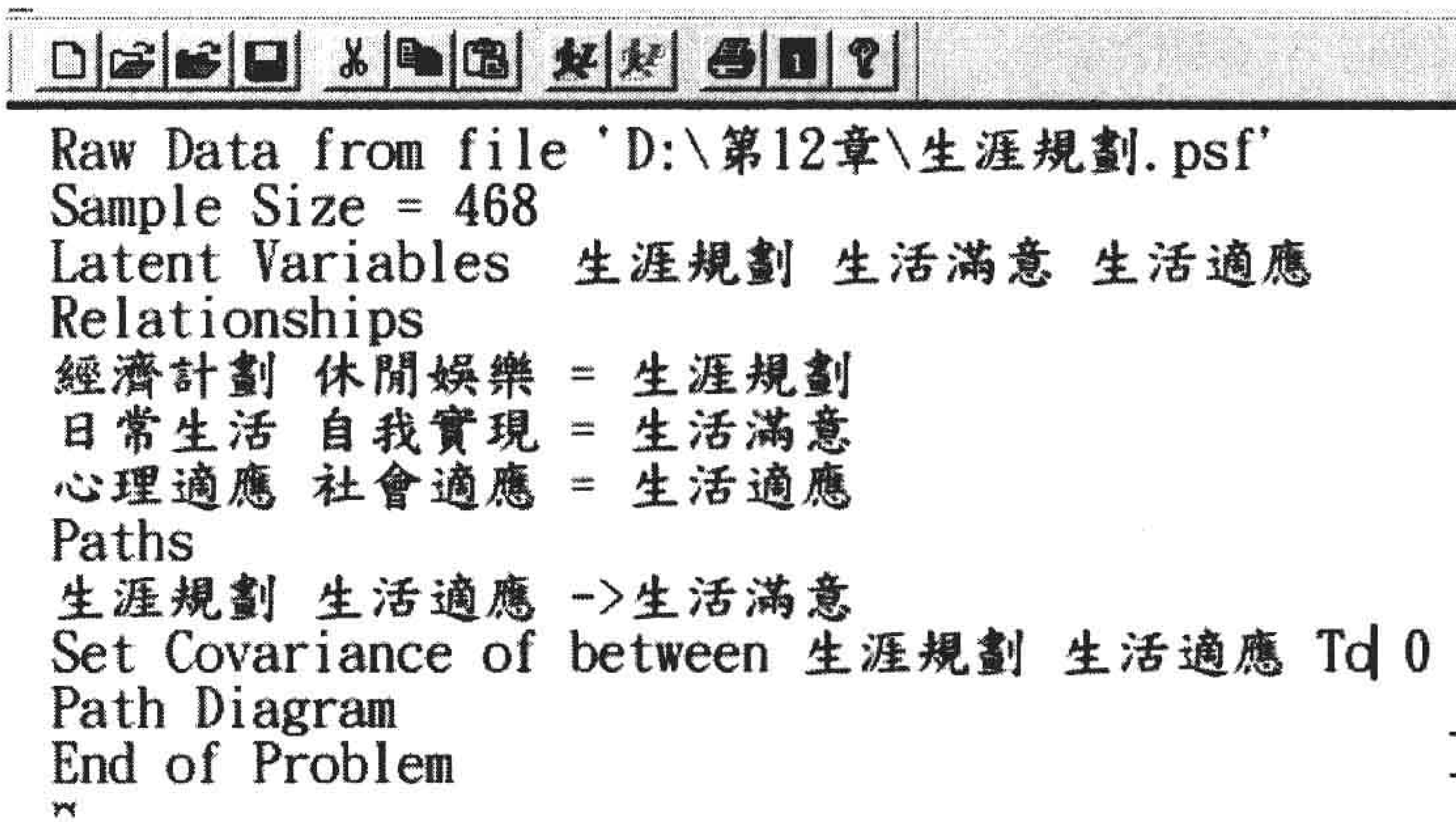


图 12-104

界定两个外因潜在变量间互为独立，二者间没有相关（其共变关系为 0），则增列外因潜在变量间的共变关系等于 0，增列的 SIMPLIS 语法如下（图 12-105）：



```
Raw Data from file 'D:\第12章\生涯規劃.psf'
Sample Size = 468
Latent Variables  生涯規劃 生活滿意 生活適應
Relationships
經濟計劃 休閒娛樂 = 生涯規劃
日常生活 自我實現 = 生活滿意
心理適應 社會適應 = 生活適應
Paths
生涯規劃 生活適應 ->生活滿意
Set Covariance of between 生涯規劃 生活適應 To 0
Path Diagram
End of Problem
```

图 12-105

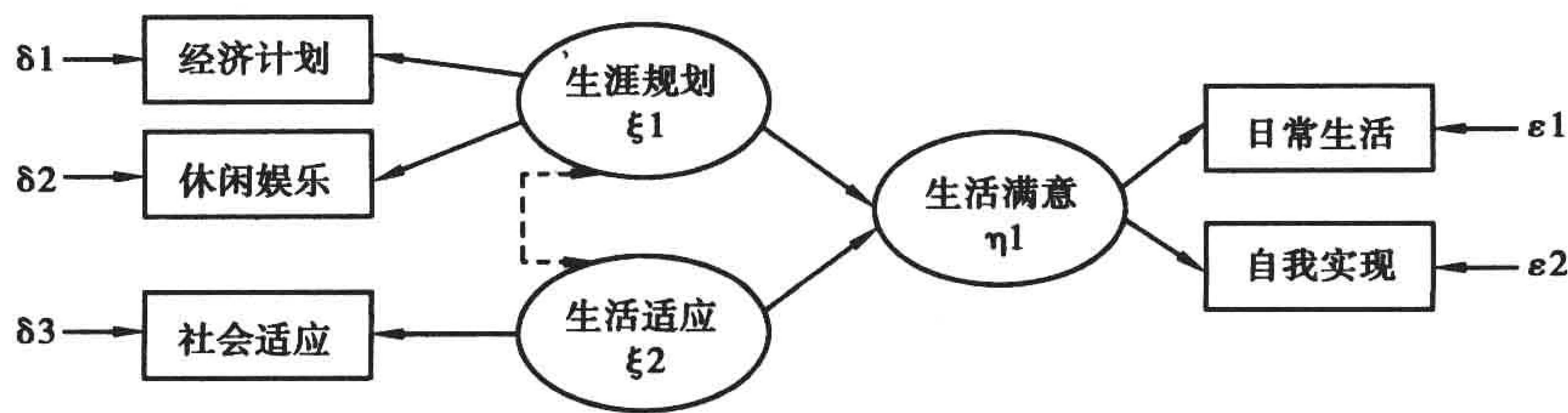
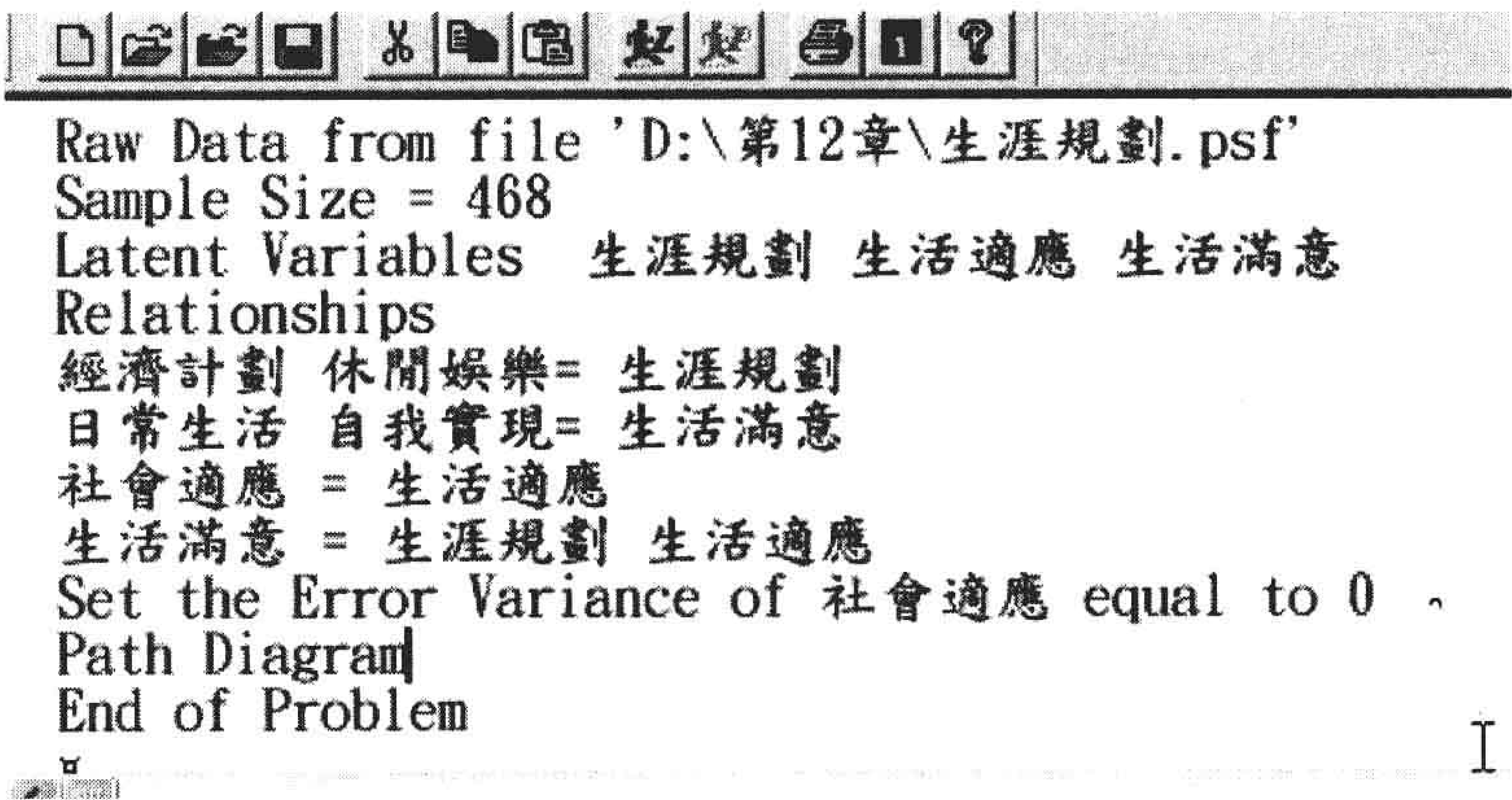


图 12-106

Set Covariance of between 生涯规划　生活适应 To 0

如果潜在变量的指标变量只有一个，则表示此潜在变量可以百分之百反映其指标变量，此时，指标变量的测量误差变异要设为 0。假设模型中若没有界定测量误差方差，则模型可能无法收敛估计。

在上列假设因果模型图中，外因潜在变量只有一个测量指标变量社会适应，表示社会适应指标变量可以百分之百反映其潜在变量，此时必须将生活适应潜在变量之指标变量社会适应的误差变异设定为 0，表示潜在构念变量生活适应可以解释社会适应 100% 的变异。SIMPLIS 的语法指令中增列[Set the Error of 社会适应 equal to 0]（图 12-107）。



```
Raw Data from file 'D:\第12章\生涯規劃.psf'
Sample Size = 468
Latent Variables  生涯規劃 生活適應 生活滿意
Relationships
經濟計劃 休閒娛樂= 生涯規劃
日常生活 自我實現= 生活滿意
社會適應 = 生活適應
生活滿意 = 生涯規劃 生活適應
Set the Error Variance of 社會適應 equal to 0
Path Diagram
End of Problem
```

图 12-107

按工具列执行图像钮（Run LISREL），假设模型可以收敛估计。标准化估计值的模型图如下，模型的自由度为 3、卡方值等于 10.105、显著性概率值 p 等于 0.018、RMSEA 值等于 0.071。

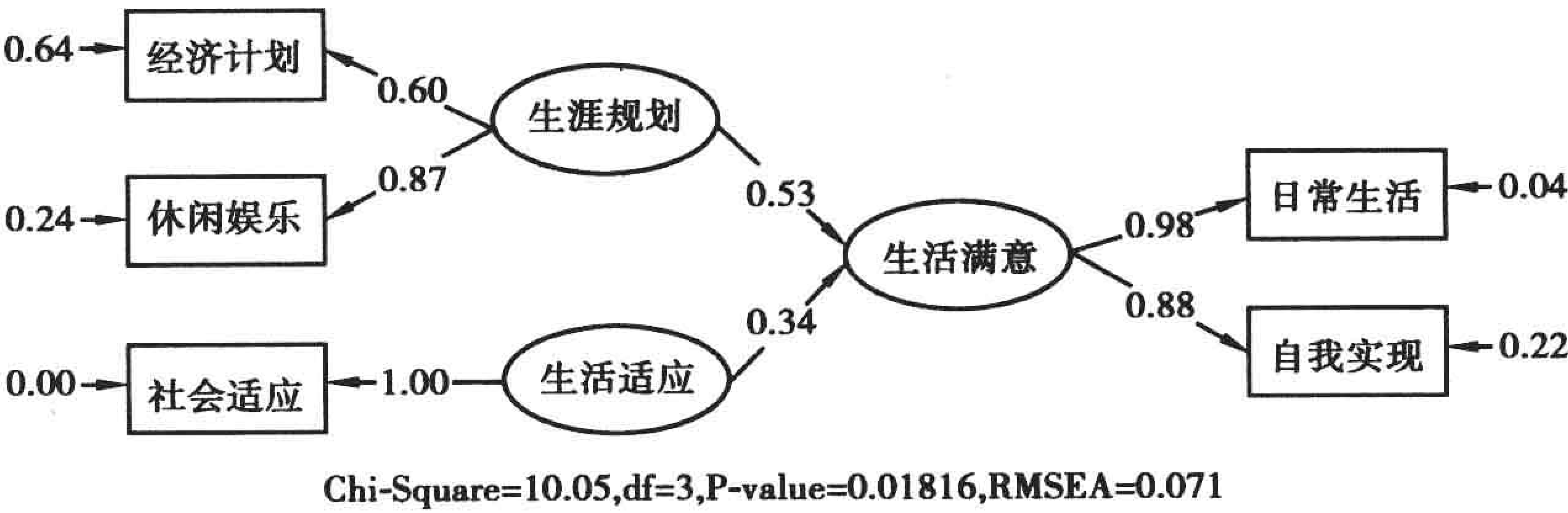


图 12-108

将外因潜在变量生活适应的指标变量社会适应的测量误差限定为一个接近 0 的微小值（范例中为 0.03），其 SIMPLIS 的语法如图 12-109：

外因潜在变量生活适应之单一指标变量社会适应的测量误差变异没有加以界定，按工具列执行图像钮（Run LISREL），模型无法收敛估计（The model does not converge!），此时会出现[Warning]（警告）提示窗口。

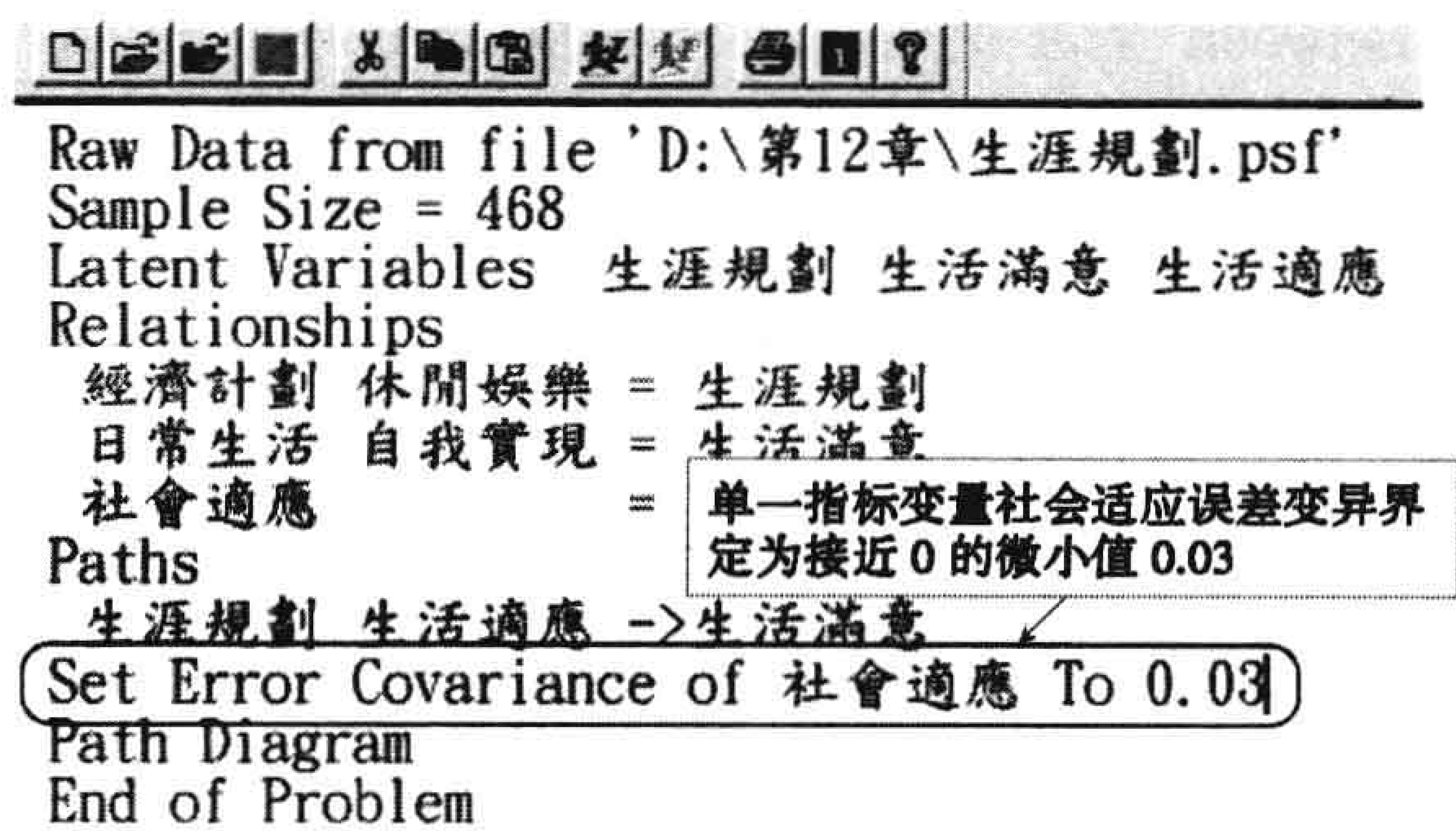


图 12-109

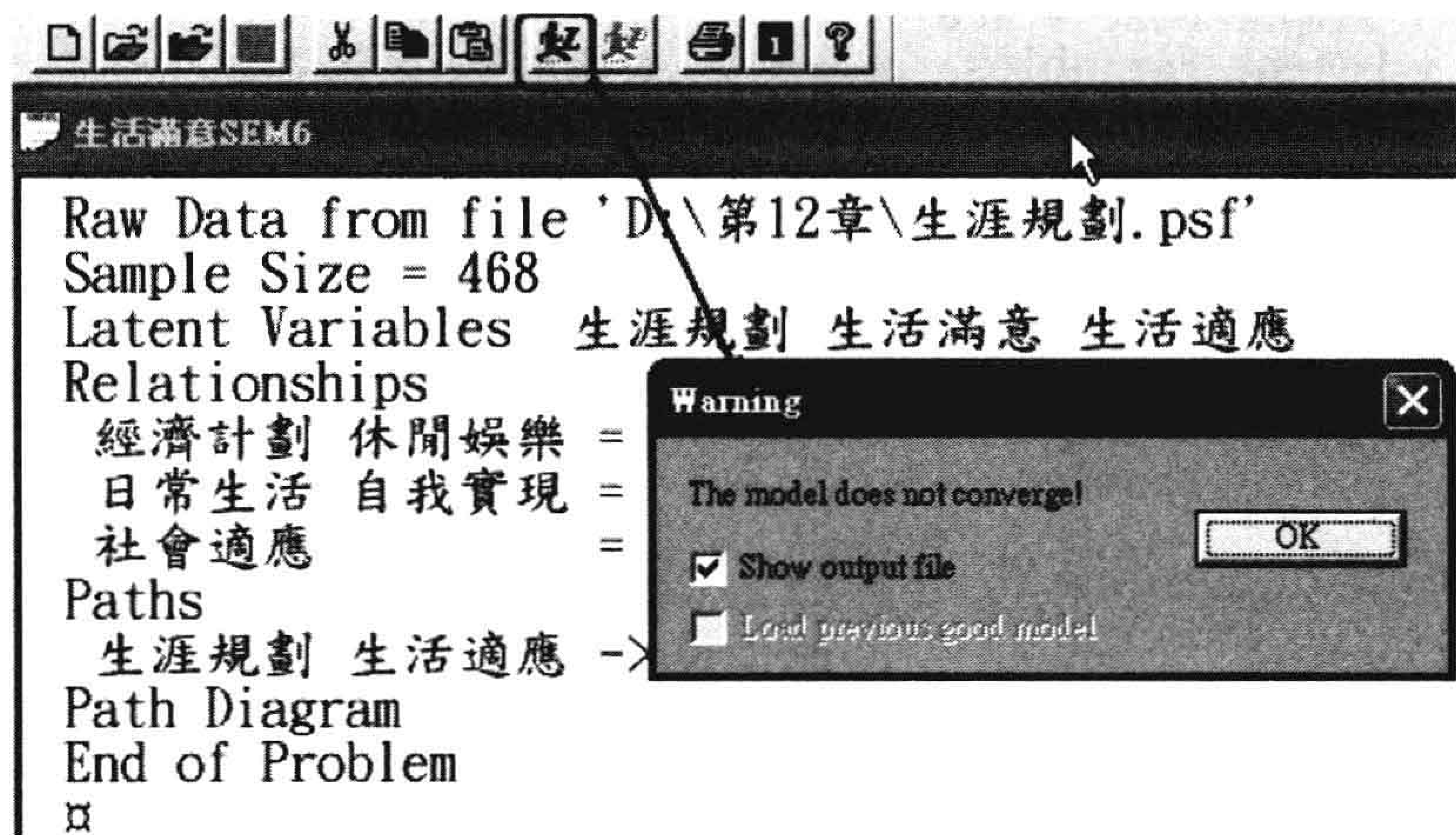


图 12-110

在 SIMPLIS 中,采用上述的操作方法直接读取 PRELIS 系统(* . psf),可以不用界定假设模型中的观察变量,也可以直接采用 SPSS 或 Excel 建立的文件,不需要将变量转为相关矩阵或协方差矩阵,对使用者而言,较为便利。

第十三章 SIMPLIS 专案语法应用

完整的 SEM 包含测量模型与结构模型，数个测量模型组合后对潜在变量间因果关系的探讨即成为结构模型，结构模型的潜在变量又分为两种：外因潜在变量、内因潜在变量，前者又称为自变量或"原因变量"，后者又称为因变量或"果变量"。

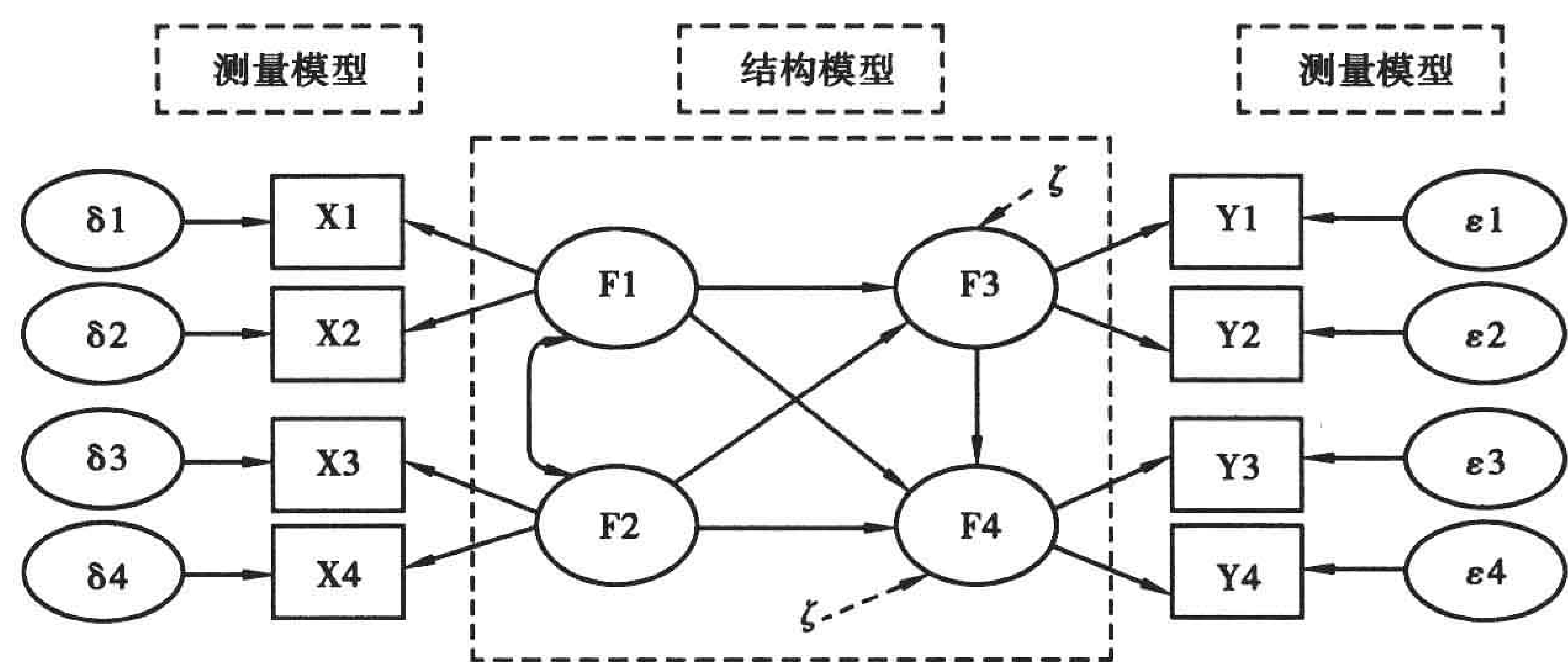


图 13-1

在上述 SEM 模型中，两个外因潜在变量（自变量）为 F1，F2，内因潜在变量（因变量）为 F3，F4，内因潜在变量 F3 就外因潜在变量而言为一个因变量，但对于潜在变量 F4 而言是一个自变量，其性质类似一个中介变量，以外因潜在变量来预测内因潜在变量会有预测残差，因而内因潜在变量 F3，F4 各要增列一个预测残差项。在 SIMPLIS 的语法操作窗口中，内因潜在变量的预测残差变量，及测量模型中各指标变量的测量误差项均不用界定，研究者直接界定各测量模型及结构模型的关系即可。

此外，假设模型图中所有椭圆形对象内的潜在变量名称不能与 SPSS 文件内的变量名称相同，SPSS 文件内的变量名称均被视为观察变量或测量变量，SEM 假设模型的潜在变量名称不能与观察变量名称相同，每个潜在变量及观察变量的变量名称都有唯一性。完整的 SEM 模型中，外因潜在变量至少要对一个内因潜在变量有直接影响效果（直接路径），若是外因潜在变量对内因潜在变量完全没有直接影响路径，则增列外因潜在变量是没有意义的。以图 13-2 有四个潜在变量的 SEM 假设模型为例，潜在变量 F1 对内因潜在变量 F3 没有直接影响路径，对内因潜在变量 F4 也没有直接影响路径，即潜在变量 F1 对模型中的两个内因潜在变量都没有直接效果值，此时假设模型中增列潜在变量 F1 是没有意义的，此模型应再简化。

简化后完整的 SEM 假设模型图如图 13-3。

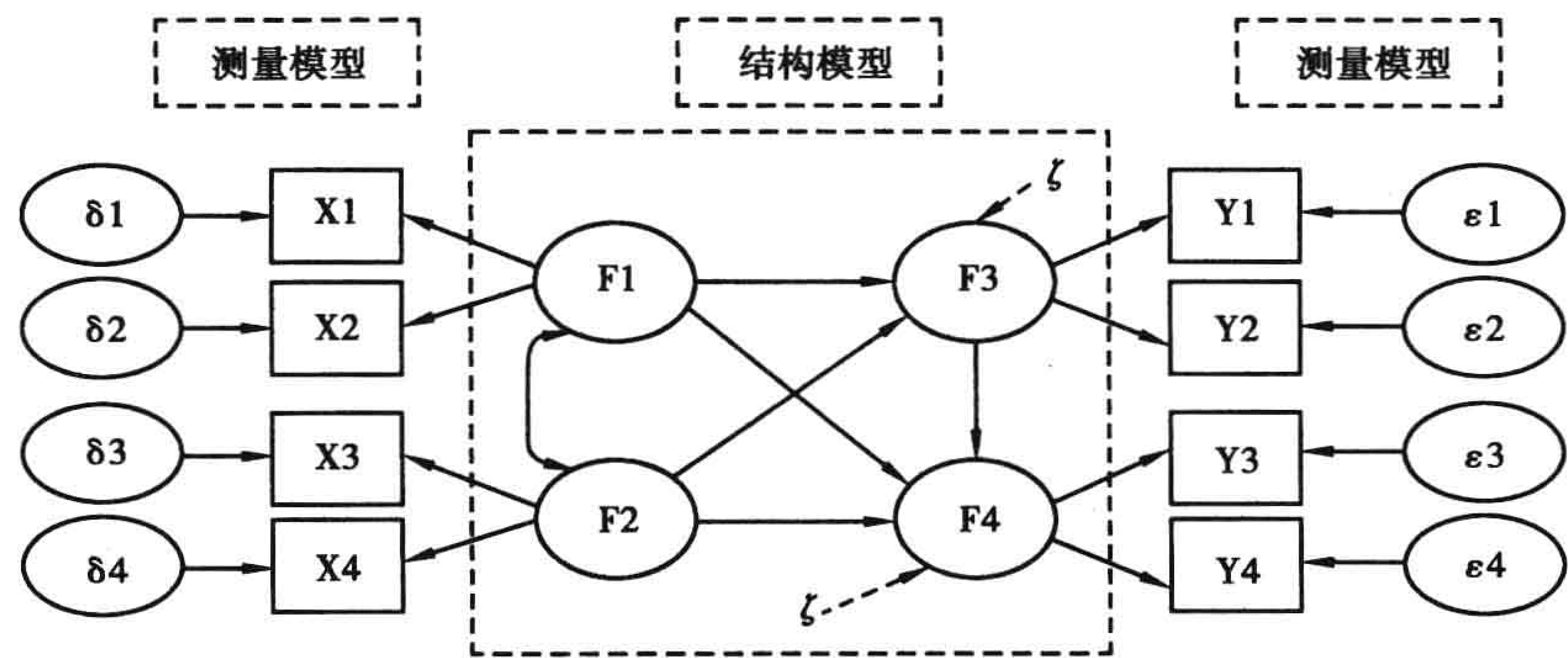


图 13-2

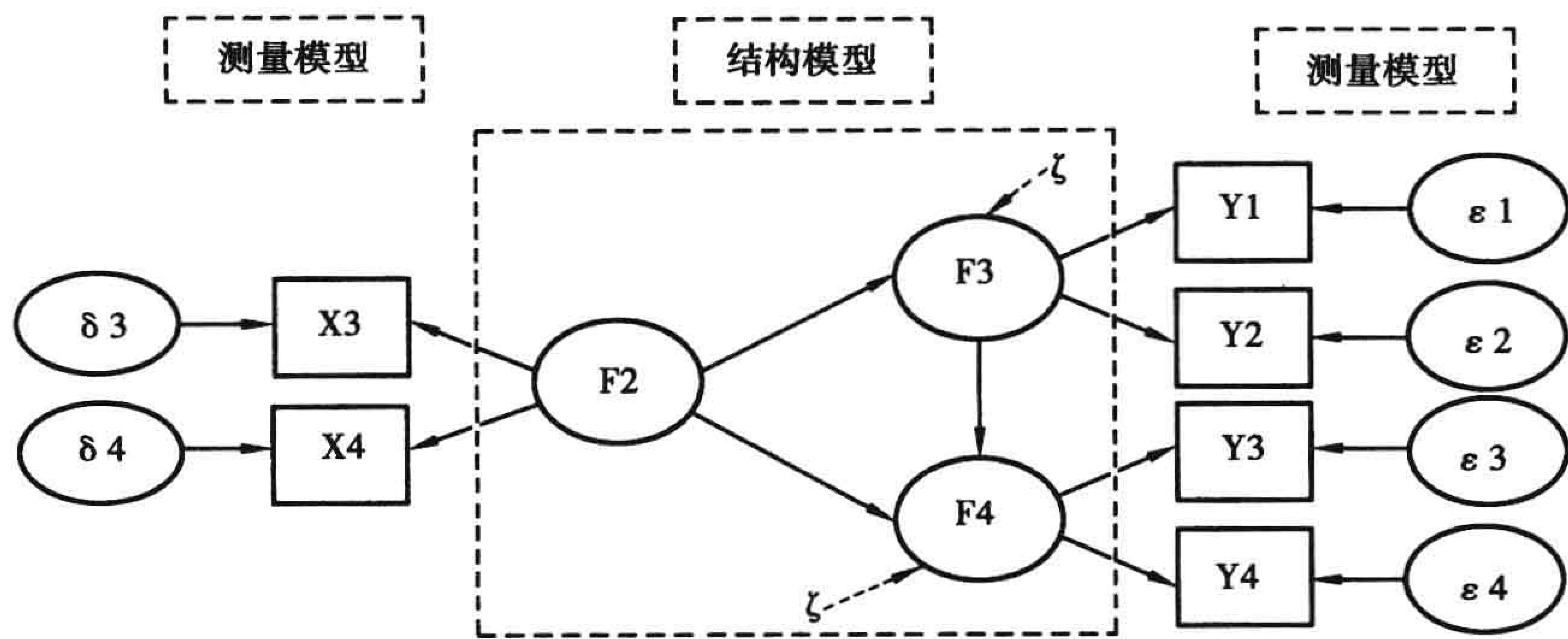


图 13-3

再以有六个潜在变量的 SEM 假设模型图(图 13-4)为例,潜在变量 F1,F3 对中介潜在变量 F4 没有直接影响路径,对内因潜在变量 F5,F6 也没有直接影响效果,潜在变量对模型中任何内因潜在变量都没有直接效果值,则模型中界定这些潜在变量是多余的,F1 测量模型与 F3 测量模型没有必要呈现于假设模型中,这两个测量模型最好删除。

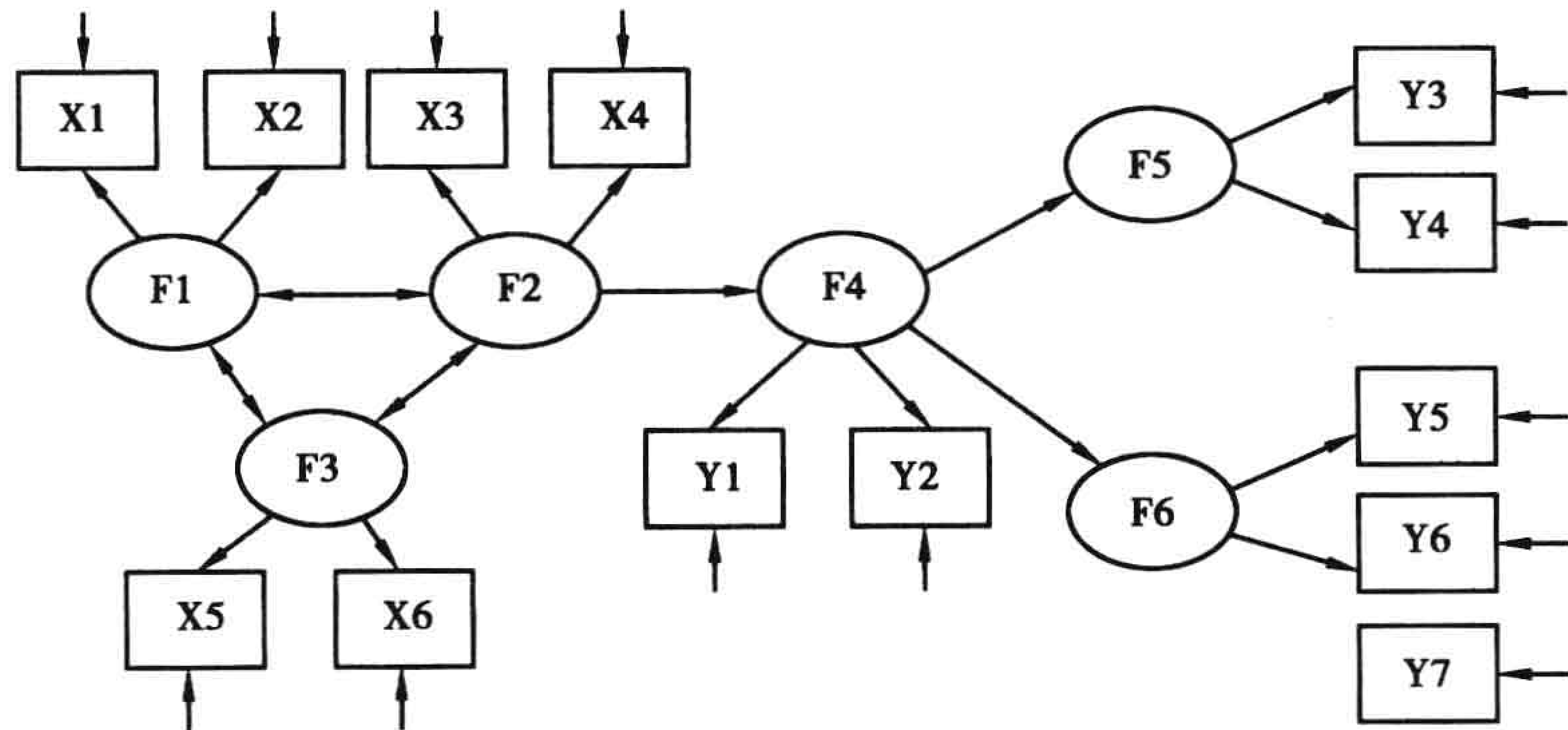


图 13-4

简化的 SEM 假设模型图如图 13-5。

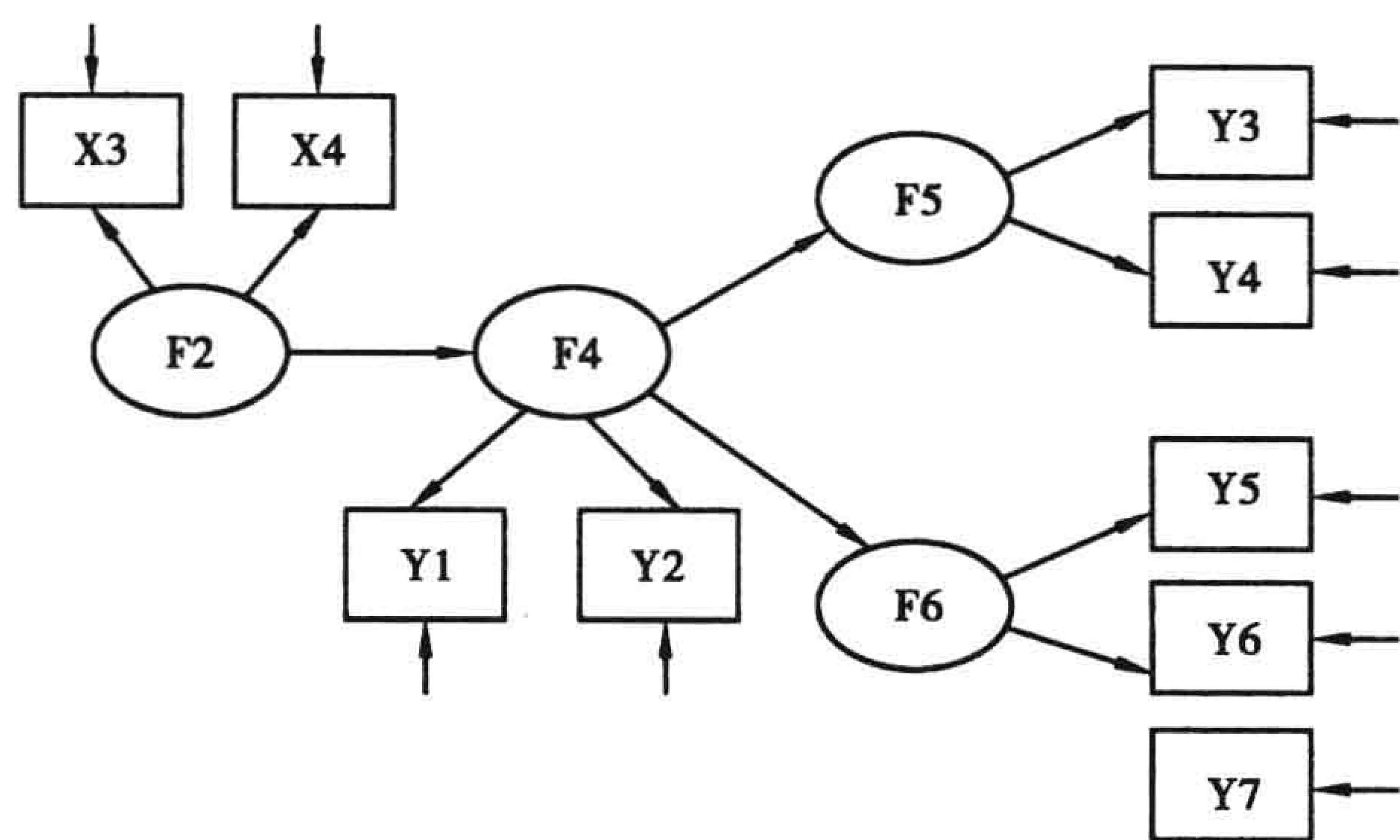


图 13-5

SEM 模型适配度的检验方面，如果研究者所提的假设模型与样本数据无法契合，则假设模型无法被接受，此时研究者会根据 SIMPLIS 报表所提供的修正指标进行模型修正。模型修正一次只能释放一组参数，常见者为增列测量误差项的共变关系，由于各潜在变量是每个量表所测得的心理特质或潜在构念，因而不同潜在变量的指标变量所表示的特质或潜在构念是不同的，研究者不能只根据修正指标值，任意界定两个观察变量的测量误差间有相关。SIMPLIS 内定的选项为假设所有测量指标的测量误差间彼此独立，没有相关，如果研究者认为同一个测量模型中某些测量误差项有共变关系存在，则需要以语法另外界定。

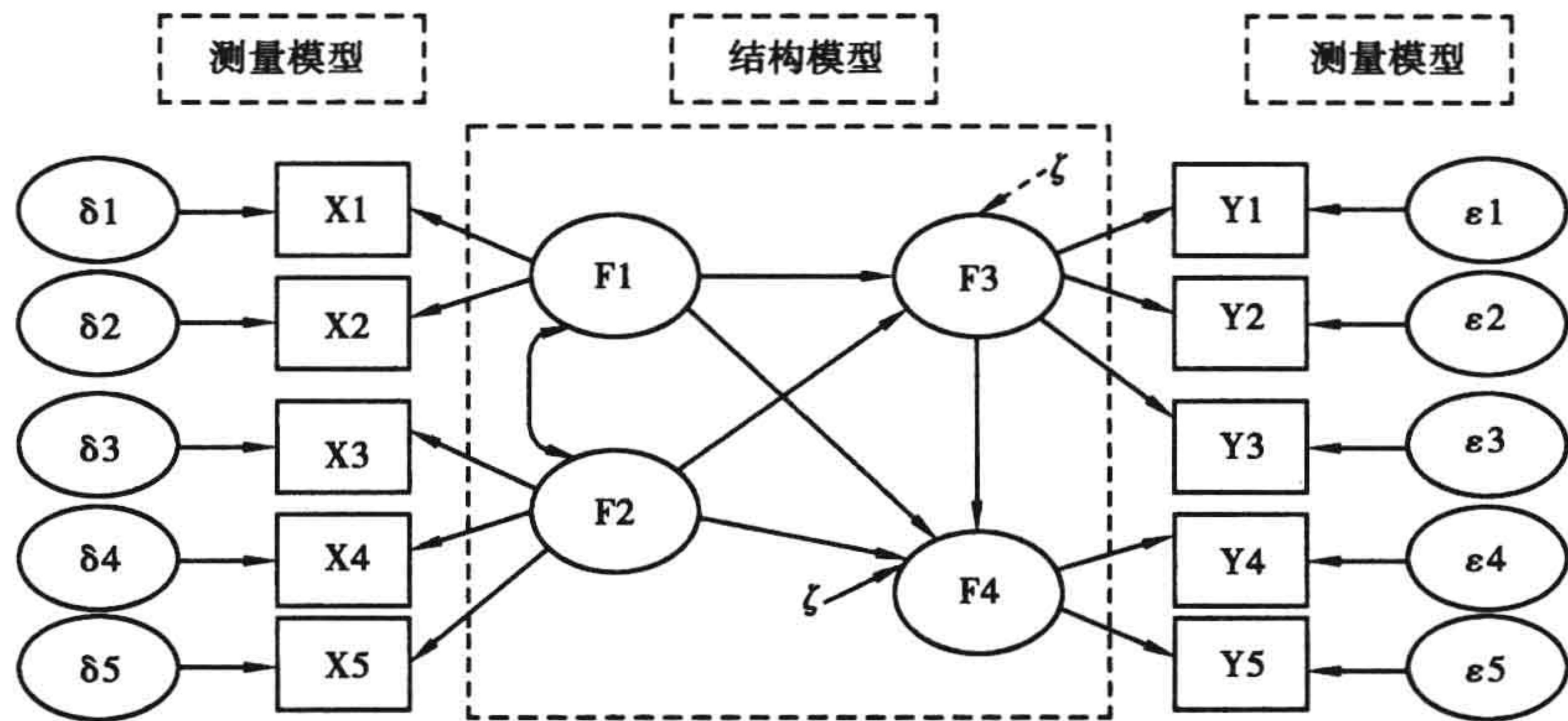


图 13-6

图 13-7 为界定观察变量 X3 与观察变量 X5 间的测量残差项有共变关系；此外，也界定观察变量 Y4 与观察变量 Y5 间的测量残差项有共变关系。

SIMPLIS 语法界定如下（以下三种语法均可）：

Let the errors between X3 and X5 correlate Let the errors between Y4 and Y5 correlate
Set the error Covariance between X3 and X5 free Set the error Covariance between Y4 and Y5 free
Set Error Covariance of between X3 and X5 Set Error Covariance of between Y4 and Y5

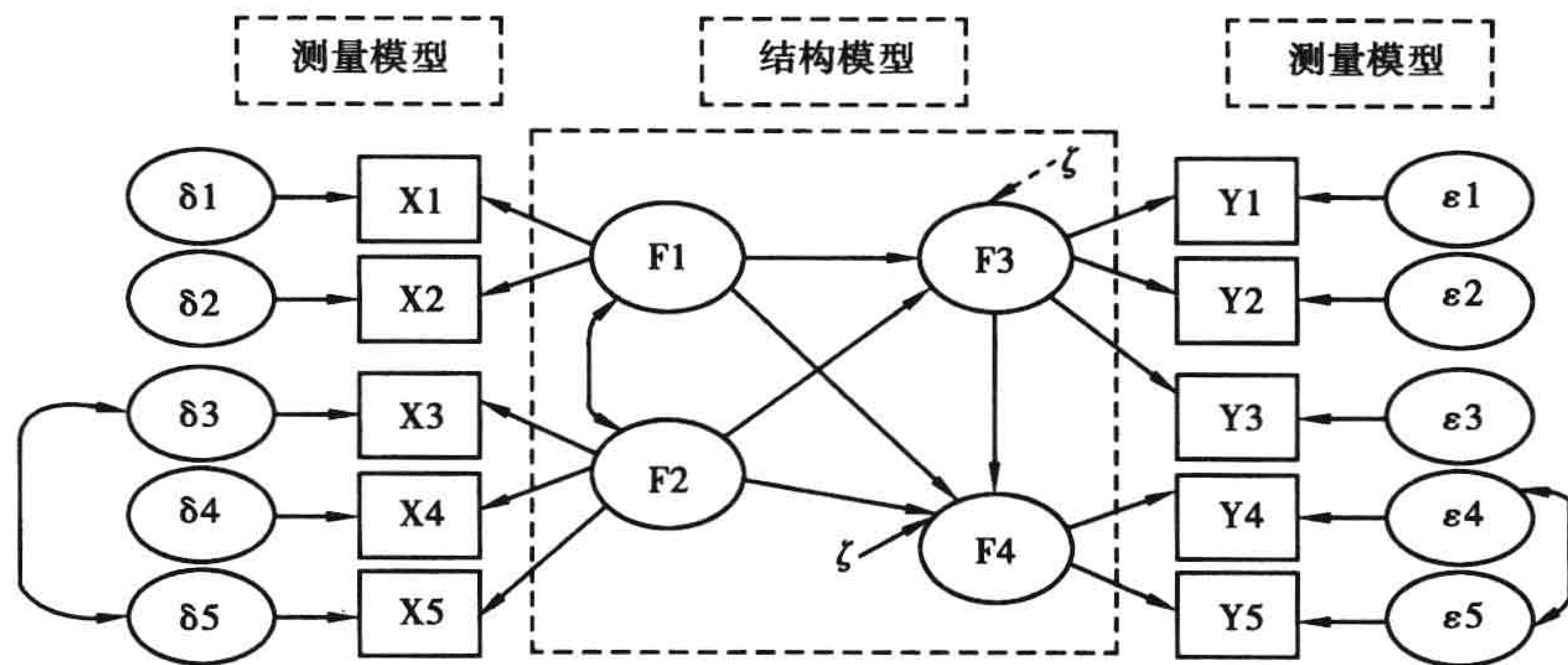


图 13-7

如果测量误差间的共变关系跨了不同的潜在变量,则此参数不应释放。以图 13-8 为例,研究者根据修正指标及减少的卡方值数值大小,增列观察变量 X1 与观察变量 X4 之测量误差项的共变关系,之后再增列观察变量 X3 与观察变量 Y4 之测量误差项的共变关系,此种模型的修正是不适切的。就不同的外因潜在变量而言,若是其观察变量间的测量误差项有共变关系,表示潜在变量所测得的心理特质或构念可能十分接近,这些潜在变量可以再合并为一个因素构念;外因潜在变量与内因潜在变量在模型界定中,一个为"因"变量、一个为"果"变量,若是其观察变量间的测量误差项有共变关系,则变量的因果关系就很难界定,因而此种假设模型是无法合理解释的。在增列观察变量之测量误差项间的共变关系时,最好是同一测量模型中的观察变量,其次是同为外因潜在变量的观察变量。

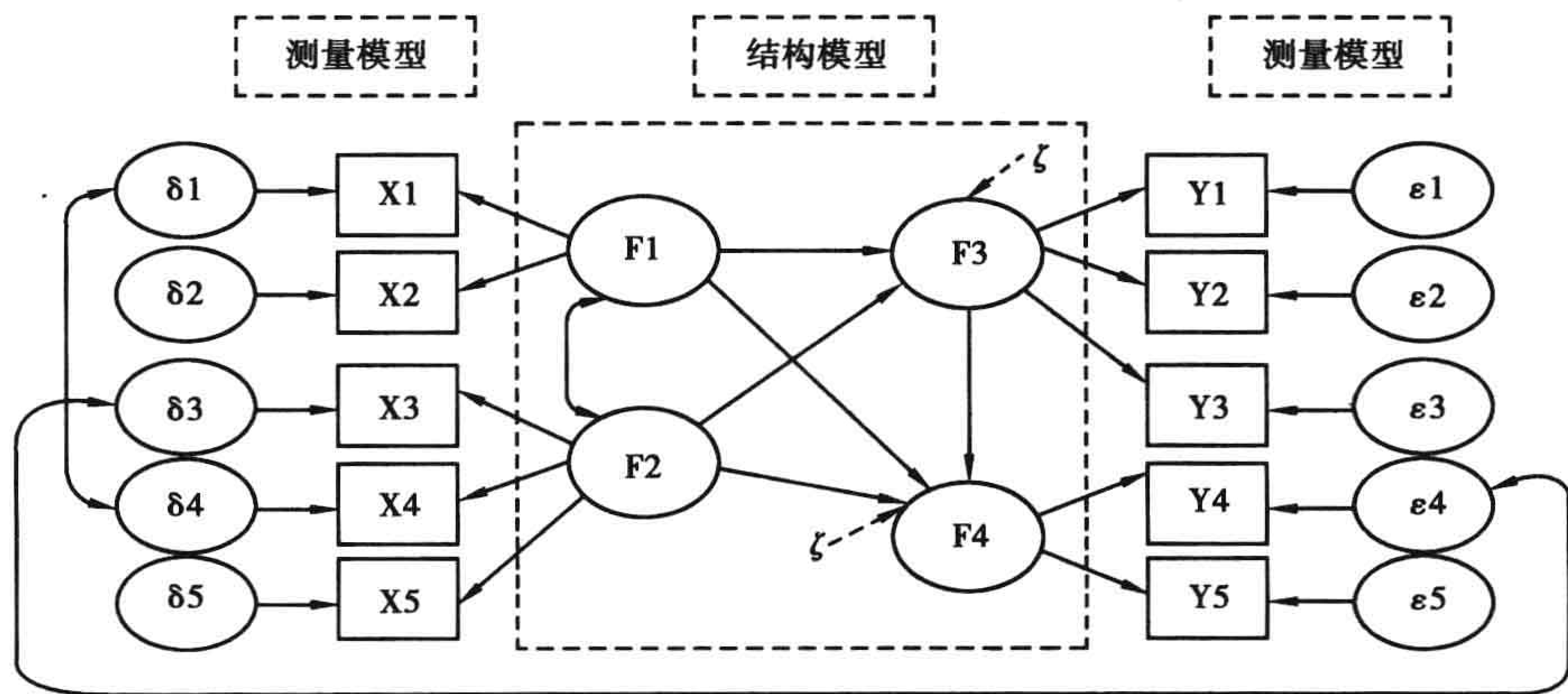


图 13-8

13.1 假设因果模型图的验证

在一项中小学退休教师生涯规划、自我意向与个人调适及生活满意的因果关系探究中,研究者根据相关理论文献提出相关假设如下:

测量模型的假设

1. 生涯规划为外因潜在变量，其观察变量有健康维持、理财规划、服务规划，三个测量指标变量为受试者在“生涯规划量表”上相对应题项加总后的分数，三个观察变量为生涯规划潜在构念的三个向度。
2. 自我意向为内因潜在变量，其观察变量有人生意向、价值意向、活动意向，三个测量指标变量为受试者在“自我意向量表”上相对应题项加总后的分数，三个观察变量为自我意向潜在构念的三个向度。
3. 个人调适为内因潜在变量，其观察变量有生理调适、心理调适、人际调适、活动调适，四个测量指标变量为受试者在“个人调适量表”上相对应题项加总后的分数，四个观察变量为自我意向潜在构念的四个向度。
4. 生活满意为内因潜在变量，其观察变量有健康状态、经济稳定、日常活动、自我实现，四个测量指标变量为受试者在“生活满意量表”上相对应题项加总后的分数，四个观察变量为生活满意潜在构念的四个向度。

各观察变量（各向度）中所包含的题项个数并不完全相同。十四个指标变量的描述性统计量摘要表如下，由于各向度（观察变量）所包含的题项数不同，因而虽采用李克特五点量表格式，各向度变量的最大值并不一样，若是将各向度转化为单题平均数，则单题平均数的数值均介于 1 至 5 之间。

十四个观察变量的描述性统计量摘要表

观察变量	个　数	最小值	最大值	平均数	标准差	题项数	单题平均测量值
健康维持	900	10.00	30.00	22.898	3.824	6	3.816
理财规划	900	6.00	30.00	20.203	3.933	6	3.367
服务规划	900	3.00	15.00	11.696	2.015	3	3.899
人生意向	900	7.00	20.00	16.394	1.991	4	4.099
价值意向	900	12.00	25.00	19.677	2.537	5	3.935
活动意向	900	12.00	30.00	23.203	3.274	6	3.867
生理调适	900	13.00	25.00	20.034	2.214	5	4.007
心理调适	900	8.00	20.00	15.301	2.290	4	3.825
人际调适	900	9.00	20.00	15.650	2.057	4	3.913
活动调适	900	11.00	25.00	19.868	2.397	5	3.974
健康状态	900	14.00	25.00	20.273	2.490	5	4.055
经济稳定	900	12.00	25.00	19.736	2.606	5	3.947
日常活动	900	12.00	25.00	19.570	2.607	5	3.914
自我实现	900	12.00	25.00	20.757	2.542	5	4.151

结果模型的假设

1. 生涯规划变因直接影响自我意向、个人调适与生活满意三个变量。
2. 自我意向变因直接影响个人调适与生活满意两个变量。
3. 个人调适变因直接影响生活满意变量。

四个潜在变量间的结构模型关系如下（图 13-9），路径图旁加注“ + ”号表示变量间的影响为正向，若是外因潜在变量对内因潜在变量的影响为负向，则可于路径图旁加注“ - ”号表示。

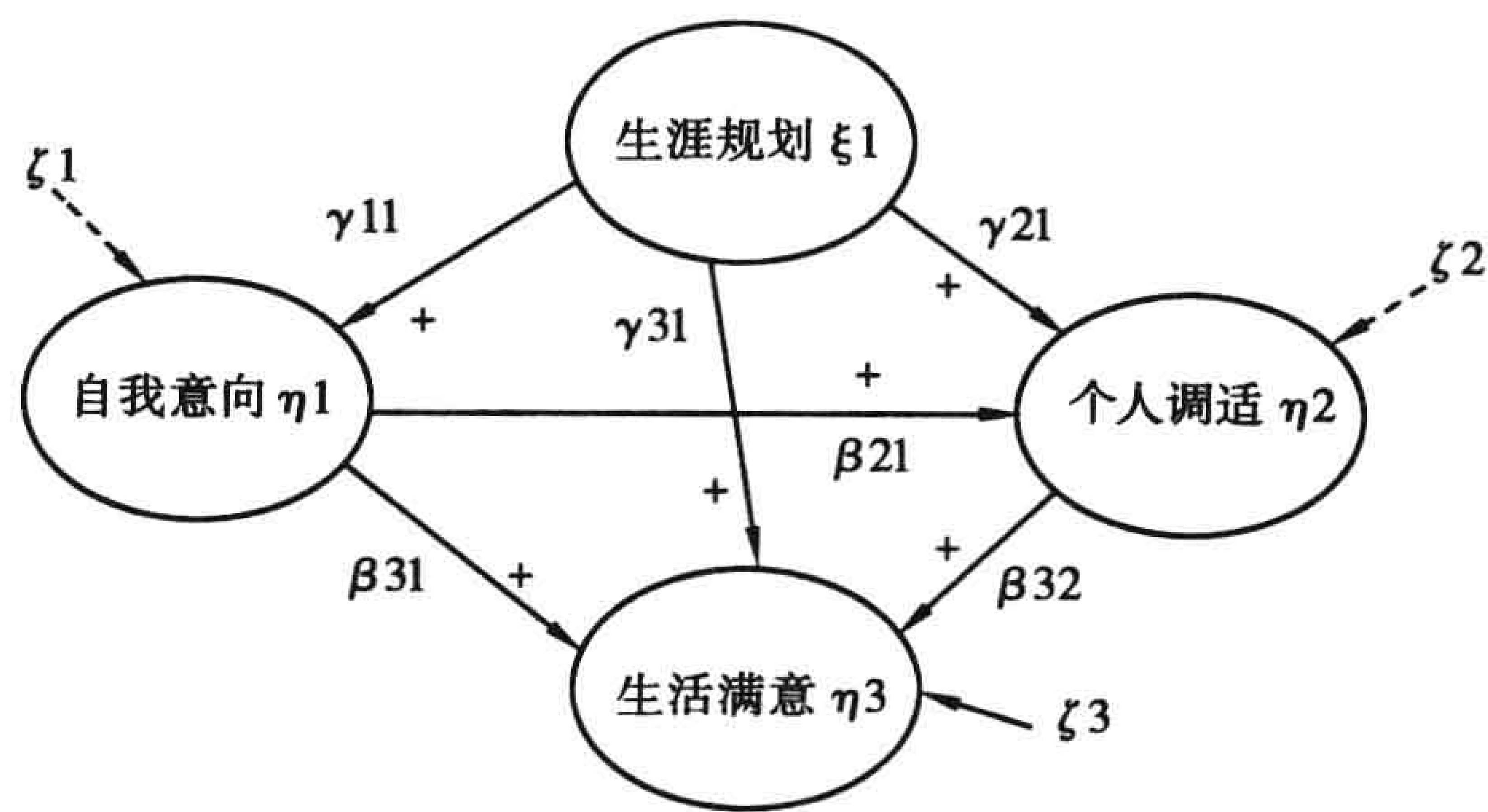


图 13-9

四个测量模型如下：

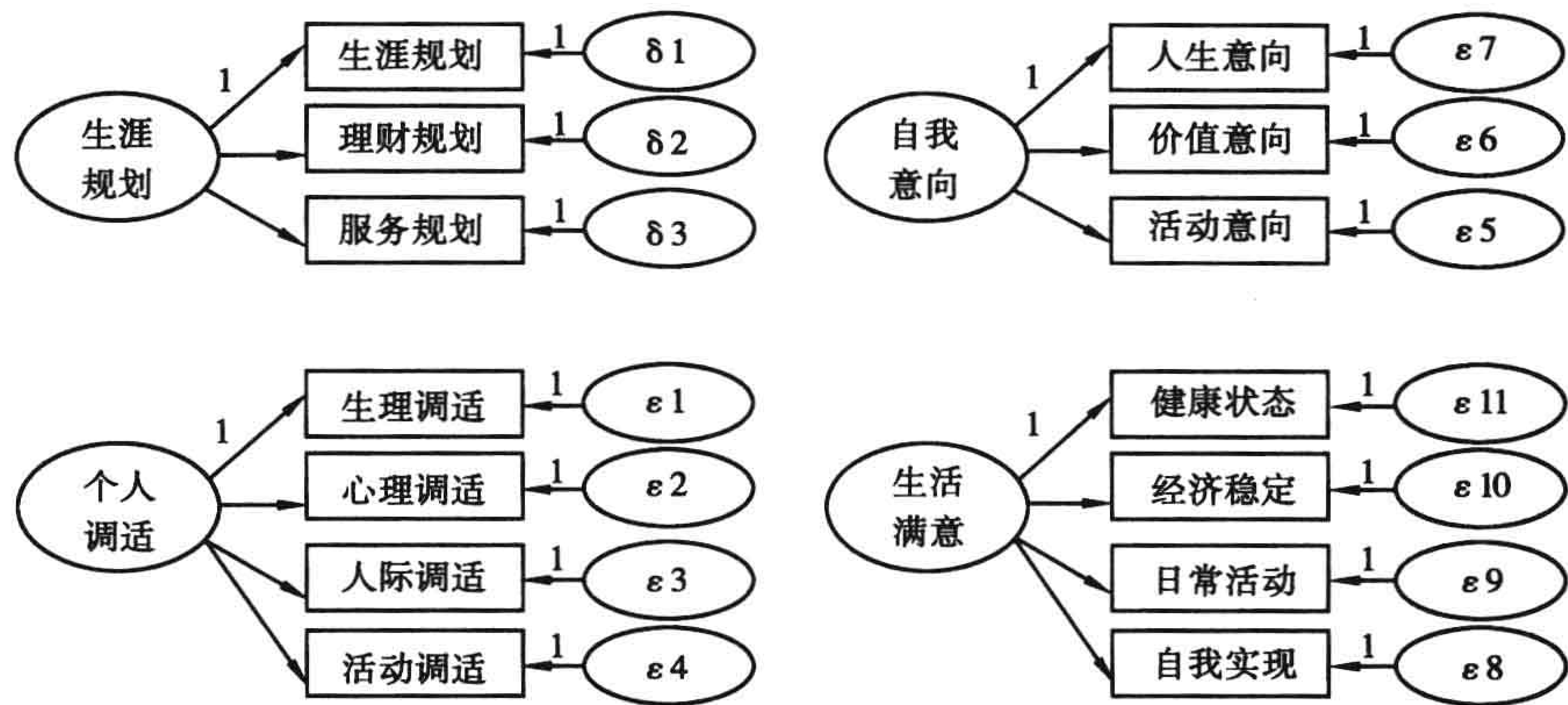


图 13-10

整体模型的假设

1. 每一个观察变量皆反映其原先唯一的潜在构念，观察变量没有跨潜在变量的情形。
2. 指标变量（观察变量）与指标变量（观察变量）间的测量误差（error）间没有关连，即十四个测量误差项间彼此独立没有共变关系，测量误差相关（correlated error）系数值为 0。
3. 潜在变量与潜在变量间的预测残差项（residual）间彼此独立没有共变关系。
4. 潜在变量间的预测残差项与指标变量的测量误差项间彼此独立没有共变关系。

整体生涯规划、整体自我意向、整体个人调适与整体生活满意间的相关矩阵摘要表

变量名称	整体规划	整体意向	整体调适	整体满意
整体规划	1			
整体意向	.462***	1		
整体调适	.448***	.719***	1	
整体满意	.474***	.774***	.769***	1

*** $p<0.001$

从相关矩阵摘要表中发现,四个潜在变量间的相关系数介于 0.448 至 0.774 之间,均达到 0.05 显著水平。相关系数值均为正数,表示四个潜在变量彼此间呈中度显著正相关,其中整体自我意向、整体个人调适与整体生活满意度的相关较为密切,相关系数分别为 0.774,0.769,整体生涯规划与整体自我意向、整体个人调适、整体生活满意变量间的相关分别为 0.462,0.448,0.474。

借由 SPSS 统计软件执行功能列【分析】/【叙述统计】/【描述性统计量】程序,求出四个量表总分变量及十四个观察变量的偏态与峰度。

十四个观察变量及量表总分变量的正态性检验摘要表

	个 数	平均数	标准差	偏 态		峰 度	
变量名称	统计量	统计量	统计量	统计量	标准误	统计量	标准误
健康维持	900	22.90	3.824	-.109	.082	-.086	.163
理财规划	900	20.20	3.933	-.257	.082	.645	.163
服务规划	900	11.70	2.015	-.295	.082	.138	.163
整体规划	900	54.80	8.151	-.058	.082	.363	.163
人生意向	900	16.39	1.991	-.171	.082	1.088	.163
价值意向	900	19.68	2.537	.028	.082	-.013	.163
活动意向	900	23.20	3.274	.011	.082	.156	.163
整体意向	900	59.27	7.066	.046	.082	.194	.163
生理调适	900	20.03	2.214	-.017	.082	.569	.163
心理调适	900	15.30	2.290	-.198	.082	.417	.163
人际调适	900	15.65	2.057	.042	.082	.354	.163
活动调适	900	19.87	2.397	.117	.082	.459	.163
整体调适	900	70.85	7.782	.147	.082	.405	.163
健康状态	900	20.27	2.490	.088	.082	-.038	.163
经济稳定	900	19.74	2.606	-.138	.082	.016	.163
日常活动	900	19.57	2.607	.080	.082	.046	.163
自我实现	900	20.76	2.542	.013	.082	-.138	.163
整体满意	900	80.34	8.848	.066	.082	.016	.163
最大值				.147	.082	1.088	.163
最小值				-.295	.082	-.138	.163

从数据正态性检验摘要表中发现:十四个观察变量的偏态系数介于 -0.295 至0.147 之间,偏态系数的绝对值没有大于学者所认定的偏离临界值 3,峰度系数介于 -0.138 至 1.088 之间,峰度系数的绝对值也没有大于学者所认定的偏离临界值 8,可见数据大致符合正态分布的假定。由于样本来自多变量正态分布总体,因而采用最大概似法(ML)作为模型估计方法(若是变量的偏态与峰度检验严重偏离正态分布的假定,而样本又足够大时,可改采用渐进自由分布法 ADF 法,Asymptotically distribution-free,采用 ADF 法时,有效样本数要为大样本,否则模型估计的偏误值会更大)。

中学退休教师生涯规划、自我意向与个人调适及生活满意的假设因果模型图如图13-11。

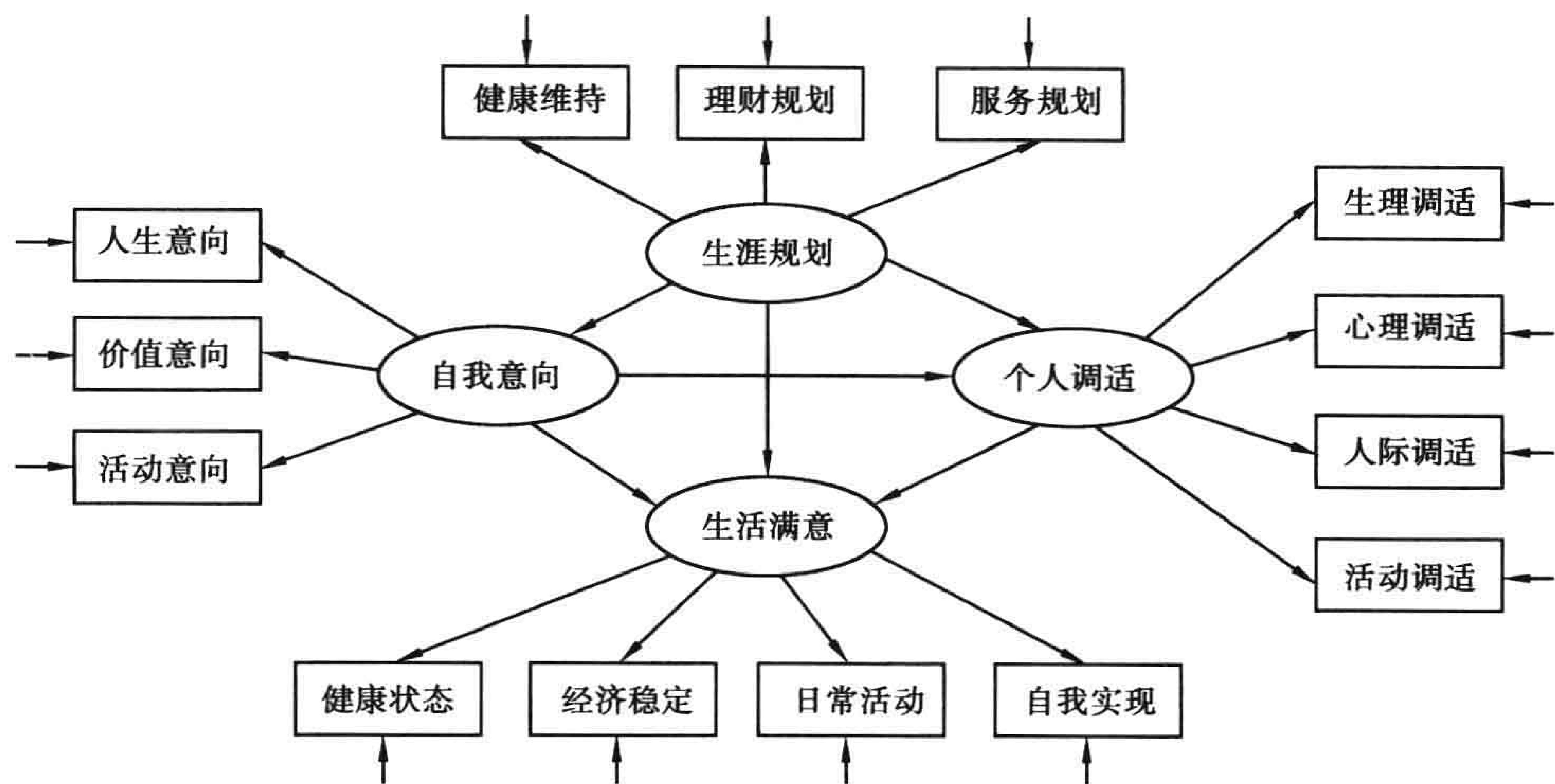


图 13-11

13.2　SIMPLIS 基本语法文件的建立

在 SIMPLIS 的操作中可以采用观察变量(指标变量)的相关矩阵、协方差矩阵或原始文件。相关矩阵的语法关键字为[Correlation Matrix],协方差矩阵的语法关键字为[Covariance Matrix],两个矩阵均可增列指标变量的平均数(Means)与标准差(Standard Deviation),采用相关矩阵或协方差矩阵必须要由原始文件转换求得,因而操作较为麻烦。在一般单变量或多变量统计分析中,研究者可将 SPSS 文件直接转换为 PRELIS Data(*. psf)文件,而以关键字[Raw Data from File]直接读取文件,此种读取与分析较有弹性,也较为方便。

以中学退休教师生涯规划、自我意向与个人调适、生活满意因果关系分析为例,在 SPSS 程序的变量检视中包括三个背景变量(性别、学校类别、学校地区),十四个指标变量(题项加总后的向度分数)、四个量表总分加总变量(整体规划、整体意向、整体调适、整体满意),文件名为“退休生涯. sav”。

退休生涯 - SPSS 資料編輯程式

檔案(F)　編輯(E)　檢視(V)　資料(D)　轉換(T)　分析(A)　統計圖(G)　公用程式(U)　視窗(W)　輔助說明(H)

	名稱	類型	寬度	小數	標記	數值	遺漏	欄	對齊	測量
1	性別	數字的	1	0		{1, 男性}...	無	8	右	名義的
2	學校類型	數字的	1	0		{1, 小學}...	無	8	右	名義的
3	學校地區	數字的	1	0		{1, 北區}...	無	8	右	名義的
4	健康維持	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
5	理財規劃	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
6	服務規劃	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
7	整體規劃	數字的	8	0		無	無	16	右	尺度
8	人生意向	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
9	價值意向	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
10	活動意向	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
11	整體意向	數字的	8	0		無	無	14	右	尺度
12	生理調適	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
13	心理調適	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
14	人際調適	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
15	活動調適	數字的	8	0		無	無	10	右	尺度
16	整體調適	數字的	8	0		無	無	14	右	尺度

資料檢視　變數檢視

SPSS 處理器 已就緒

图 13-12

转换与汇入文件

在[LISREL Windows Application]对话窗口中,执行功能列【File】→【Import External Data in Other Formats】程序,开启[开启]对话窗口。如果文件是以 ASCII 文本文件之格式存档,则选取[Import Data in Free Format](以自由格式输入数据)选项。

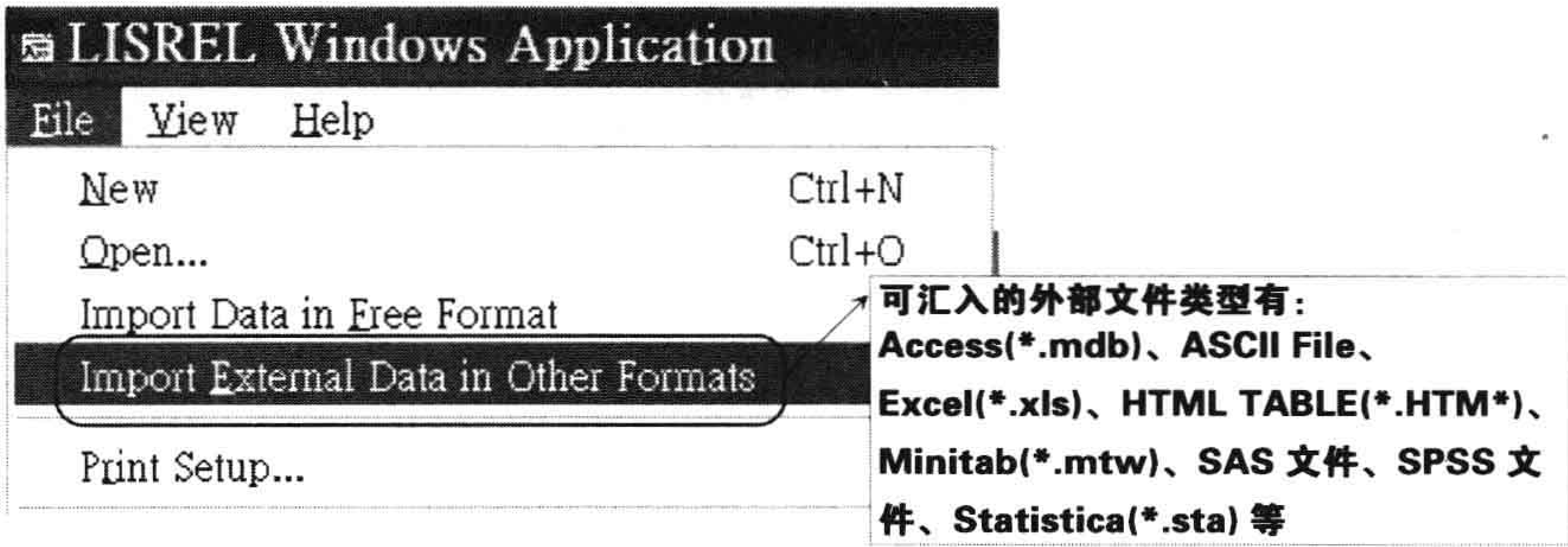


图 13-13

在[开启]对话窗口中,[文件类型(T)]下拉式选单中选取[SPSS Data File(*.sav)]选项,范例为选取 SPSS 文件"退休生涯",再按【开启(O)】钮,出现[另存新档]对话窗口。

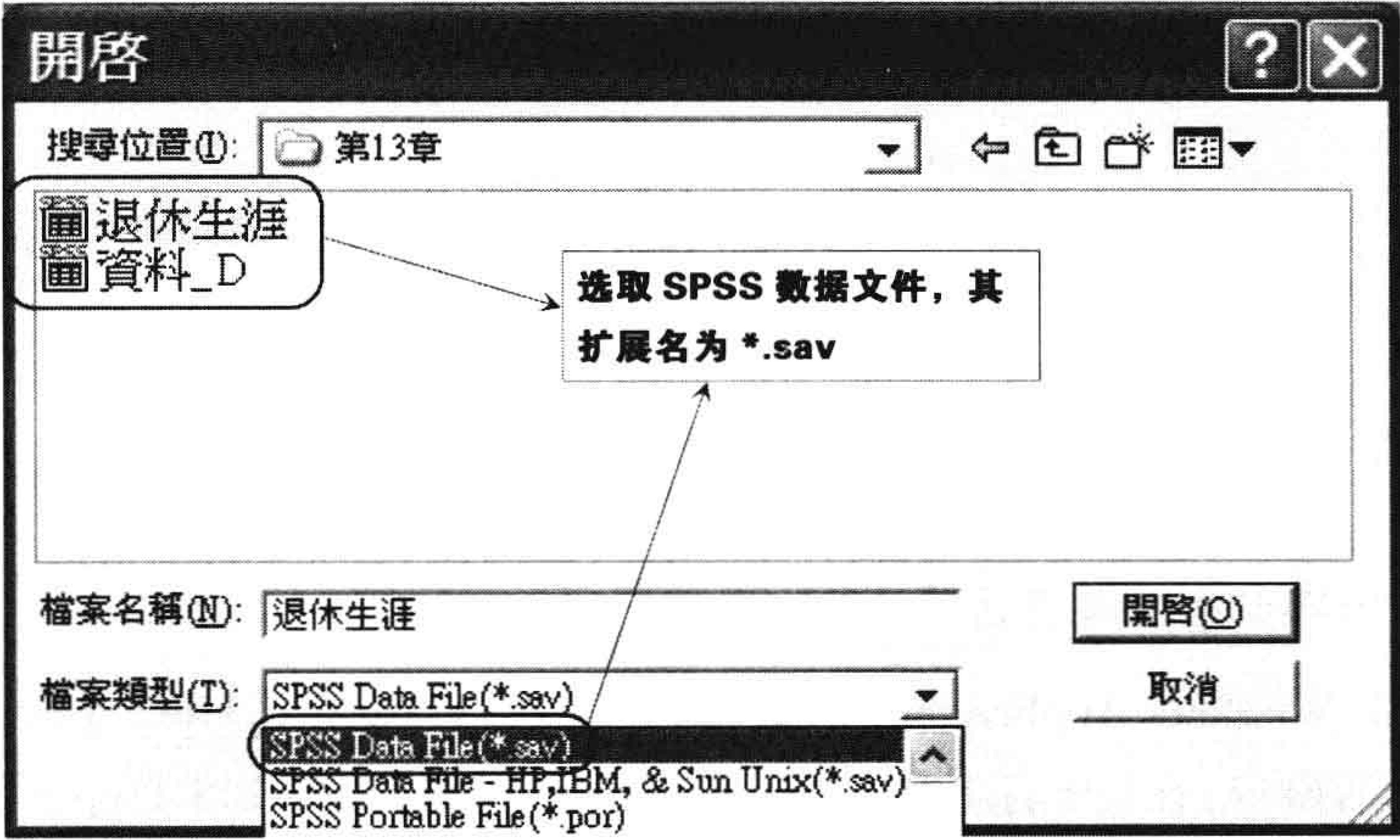


图 13-14

在[另存新档]对话窗口中,[存档类型(T)]右边的下拉式选单选取[PRELIS Data (*.psf)]选项,在[文件名称(N)]的右边输入 PRELIS Data 类型的文件名称,范例为"生活满意_1"→按【存档(S)】钮。

输入的文件栏位的宽度内定为 8、小数位数为两位,研究者若要更改栏位宽度与小数位数可执行功能列【Edit】/【Format...】程序,开启[Data Format](数据格式)对话窗口,内有两个选项:[Column Width](栏位宽度),预设值为 8、[Number of decimals](小数位数),预设值为 2,研究者可自行设定栏位宽度与小数位数,范例中设定为小数一位。

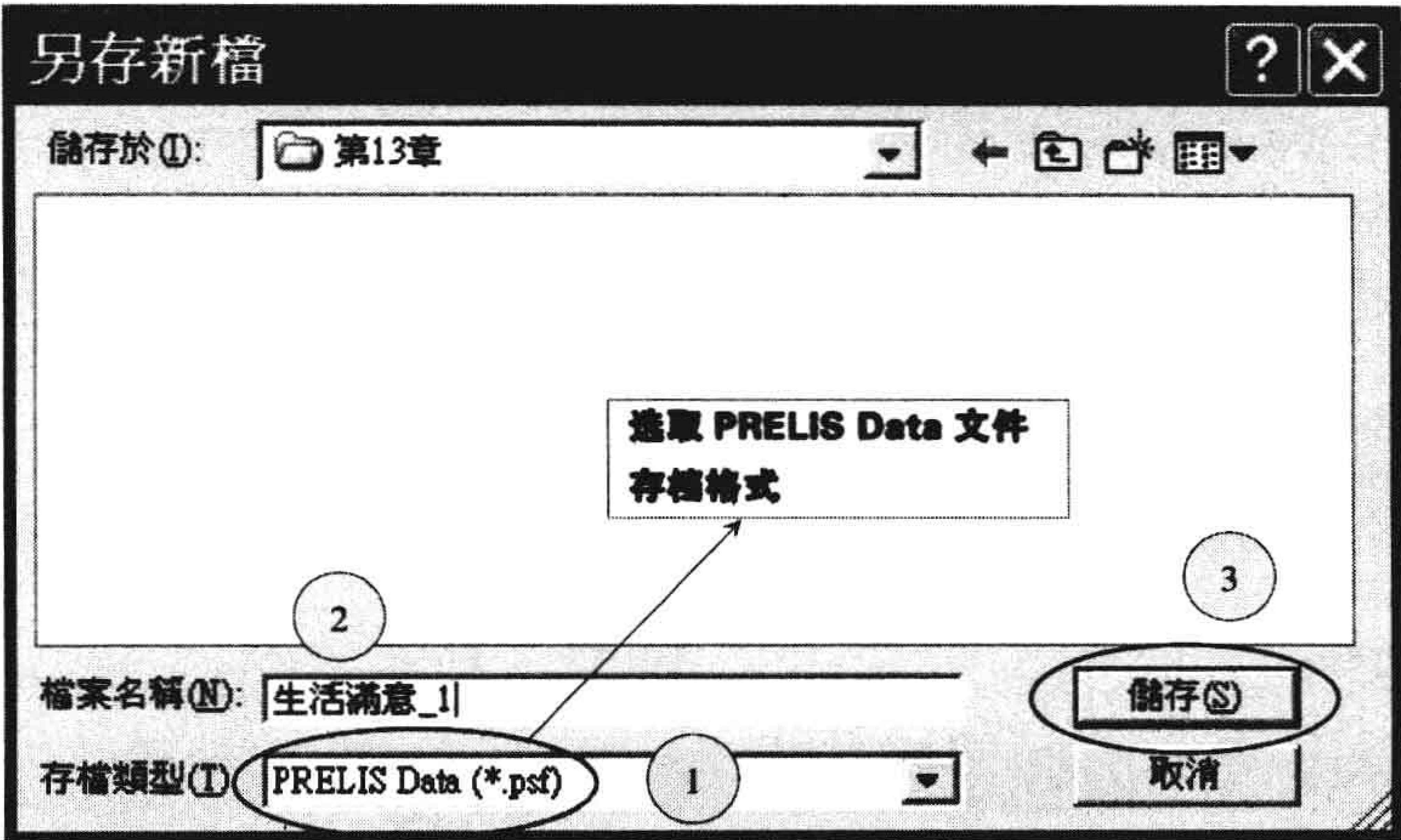


图 13-15

LISREL Windows Application - [生活滿意_1]

File Edit Data Transformation Statistics Graphs Multilevel SurveyGLIM View Window Help

	性别	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1	2.0	1.0	1.0	21.0	19.0	11.0	51.0	16.0	20.0	24.0	60.0	20.0	16.0	16.0	20
2	2.0	1.0	1.0	22.0	21.0	10.0	53.0	16.0	20.0	24.0	60.0	20.0	14.0	16.0	20
3	2.0	1.0	1.0	25.0	16.0	12.0	53.0	16.0	20.0	24.0	60.0	20.0	15.0	16.0	20
4	2.0	1.0	1.0	19.0	16.0	13.0	48.0	15.0	21.0	19.0	55.0	21.0	17.0	16.0	25
5	1.0	1.0	1.0	24.0	20.0	11.0	55.0	16.0	20.0	24.0	60.0	19.0	14.0	16.0	20
6	2.0	1.0	1.0	27.0	22.0	13.0	62.0	16.0	20.0	24.0	60.0	20.0	15.0	18.0	20
7	2.0	1.0	1.0	23.0	19.0	11.0	53.0	16.0	20.0	23.0	59.0	19.0	16.0	16.0	20
8	2.0	1.0	1.0	26.0	17.0	9.0	52.0	18.0	22.0	24.0	64.0	23.0	19.0	15.0	21
9	2.0	1.0	1.0	16.0	15.0	12.0	43.0	18.0	20.0	30.0	68.0	18.0	16.0	19.0	20
10	1.0	1.0	1.0	30.0	23.0	12.0	65.0	18.0	21.0	29.0	68.0	21.0	18.0	17.0	21
11	1.0	1.0	1.0	21.0	13.0	9.0	43.0	16.0	20.0	22.0	58.0	17.0	9.0	16.0	20
12	2.0	1.0	1.0	14.0	6.0	7.0	27.0	20.0	25.0	30.0	75.0	25.0	20.0	20.0	25

图 13-16

建立 SIMPLIS 专案(Project)

增列新的 SIMPLIS 专案语法档

在[LISREL Windows Application]对话窗口中,执行功能列【File】/【New】程序,打开[开启新档]对话窗口,在[开启新档(N)]的方盒中选取[SIMPLIS Project](SIMPLIS 专案)选项,再按【确定】钮。

按下【确定】钮后,会开启[另存新档]对话窗口,[存档类型(T)]为[SIMPLIS Project(*.spj)],在[文件名称(N)]的右边输入新档名[退休满意_1],再按【储存(S)】钮,完整的 SIMPLIS 的语法文件名为“退休满意_1.spj”。

按下【储存(S)】钮后,回到[LISREL Windows Application-退休满意_1]对话窗口,中间空白为 SIMPLIS 语法的撰写区,语法输入区的下方为模型之观察变量与潜在变量的提示方盒,内定的观察变量有两个,变量名称分别为 VAR1,VAR2,因尚未设定潜在变量,所以没有潜在变量的名称。

如果研究者之前已建立 SIMPLIS Project(*.spj)或 PRELIS Data(*.psf)文件,可执行功能列【File】/【Open...】程序,或直接按工具列【Open】钮打开[开启旧档]对话窗口。

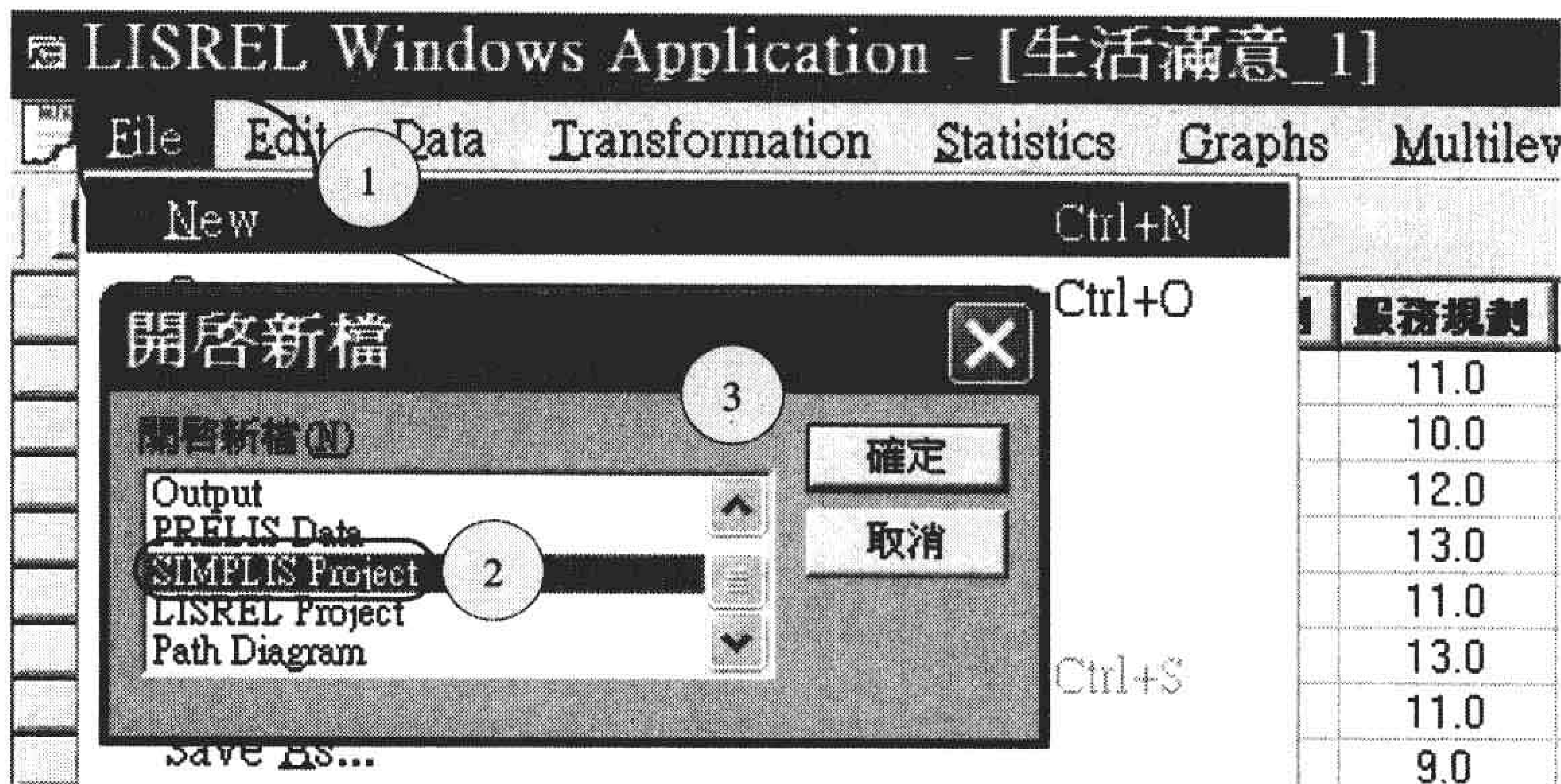


图 13-17

[文件类型(T)]选项包括[Syntax Only](单纯 SIMPLIS 语法档)、Output(结果输出文件)、[PRELIS Data](PRELIS 文件)、[SIMPLIS Project](SIMPLIS 专案文件)、[LISREL Project](LISREL 专案文件)、[Path Diagram](路径绘图文件)等,研究者若要开启 PRELIS 文件,文件类型要选取 PRELIS Data(* . psf),若要开启 SIMPLIS 专案文件,文件类型要选取 SIMPLIS Project(* . spj)。

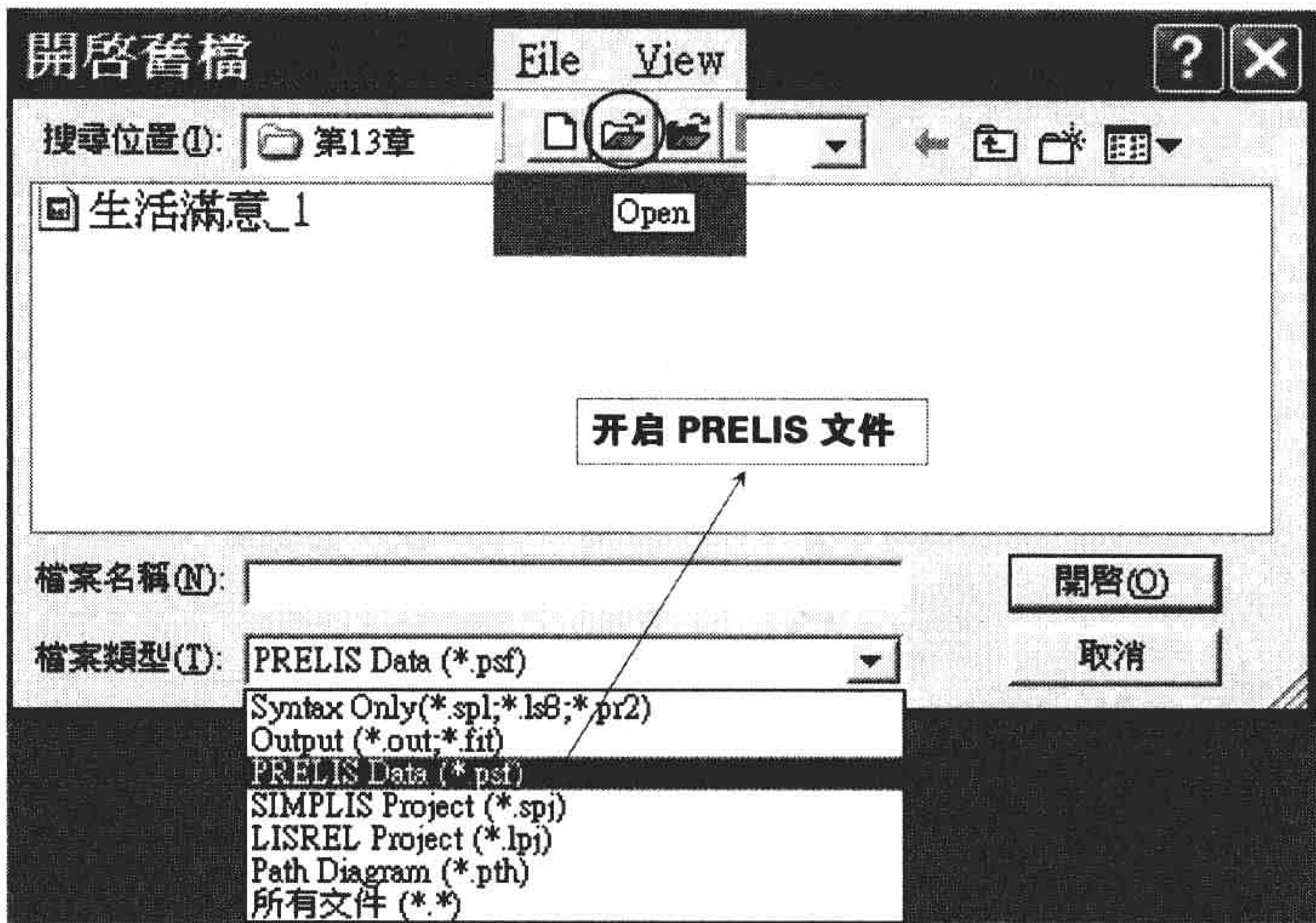


图 13-18

设定指标变量与增列潜在变量

执行功能列【Setup】/【Variables】程序,开启[Labels]对话窗口。在[Labels]对话窗口中可以设定假设模型图的观察变量与潜在变量,观察变量直接使用之前汇入之 PRELIS Data 文件,范例中为"生活满意_1. psf"。"生活满意_1. psf"中的变量均被视为观察变量(指标变量)→按窗口左边[Observed Variables]下之【Add/Read Variables】按钮,可开启[Add/Read Variables]对话窗口。

在[Add / Read Variables]对话窗口中,选取内定选项[◉Read from file:]选项,其预设文件格式为[LISREL System File],在下拉式选单中选取[PRELIS System File]选项(因

为之前是存成 PRELIS Data 的格式)→按[File Name]方格之右边【Browse...】钮,开启[Browse]对话窗口进行选取。

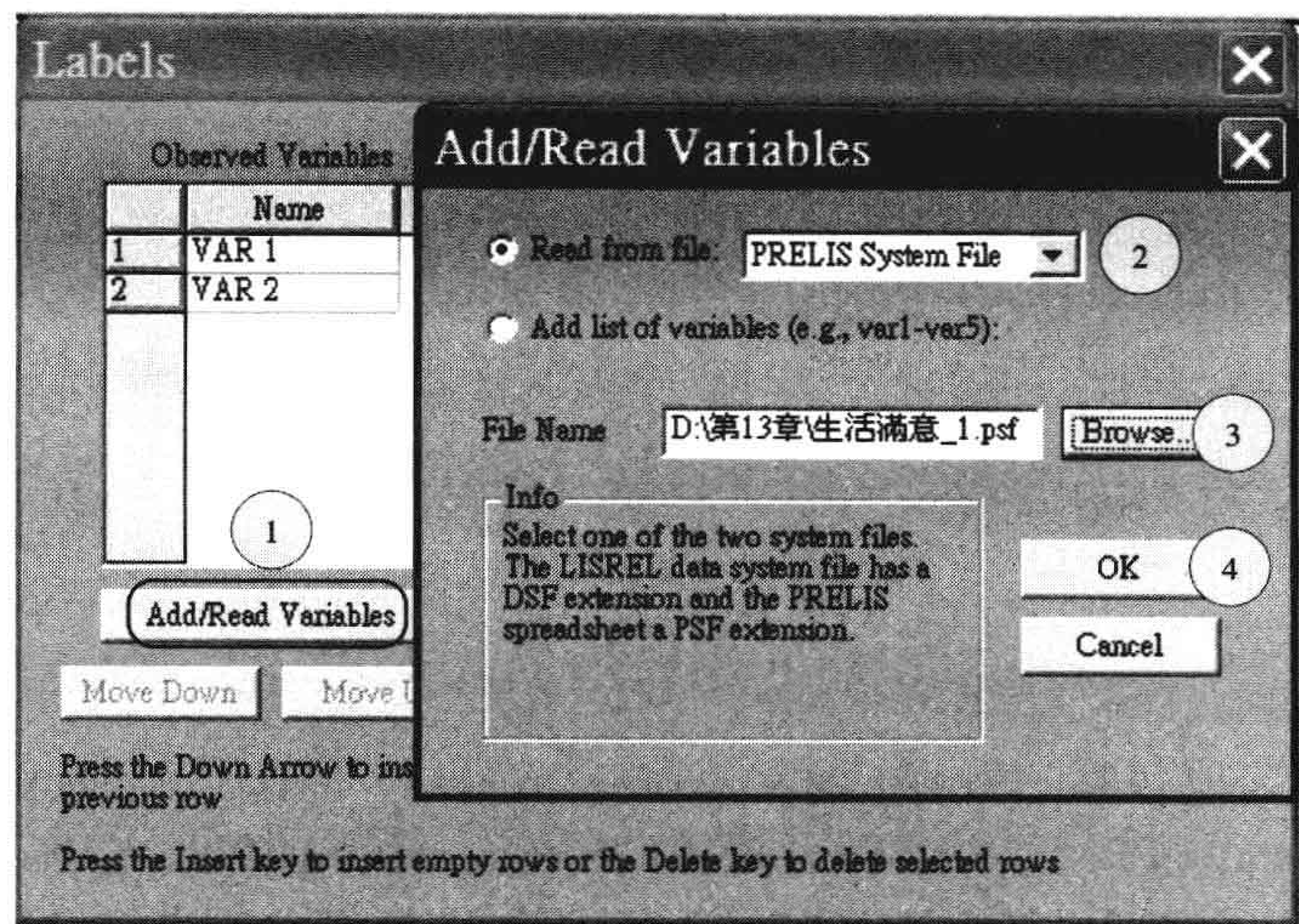


图 13-19

假设模型中的潜在变量由于没有出现于文件中,因而必须另外增列设定:按窗口方格右下方【Add Latent Variables】按钮,开启[Add Variables]次窗口。在[Add Variables]次对话窗口分别键入潜在变量生涯规划、自我意向、个人调适、生活满意,潜在变量的名称不能与观察变量中的变量名称相同,且潜在变量名称不能重复,若是研究者增列的潜在变量有次序性,可一次增列多个,如增列的五个潜在变量为 LF1,LF2,LF3,LF4,LF5,可于[Add Variables]次对话窗口空格键入[LF1-LF5]。

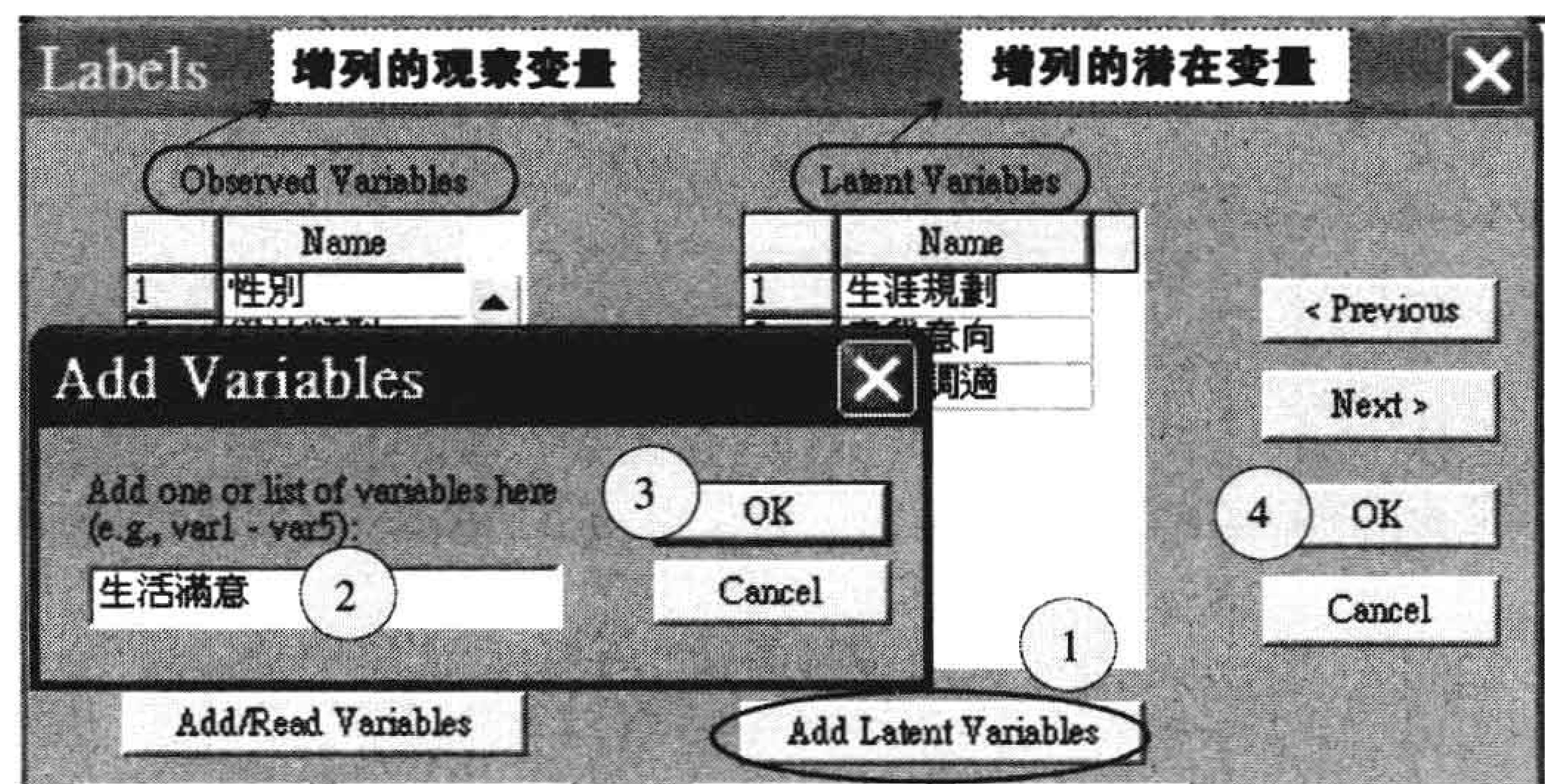


图 13-20

设定统计分析的文件型态与观察值的样本数

执行功能列【Setup】/【Data】程序,开启[Data]对话窗口。在[Data]对话窗口中,[Number of observations](观察值数目)下的方格中预设值为0(有效样本数为0),更改为900,表示分析的有效样本数有900个。在[Statistics from](统计来自)下的方盒中选取[Raw Data](原始数据)选项。在[File type](文件型态)下面选取[PRELIS System Data]

选项，按【Browse】(浏览)按钮可重新选取 PRELIS 文件。

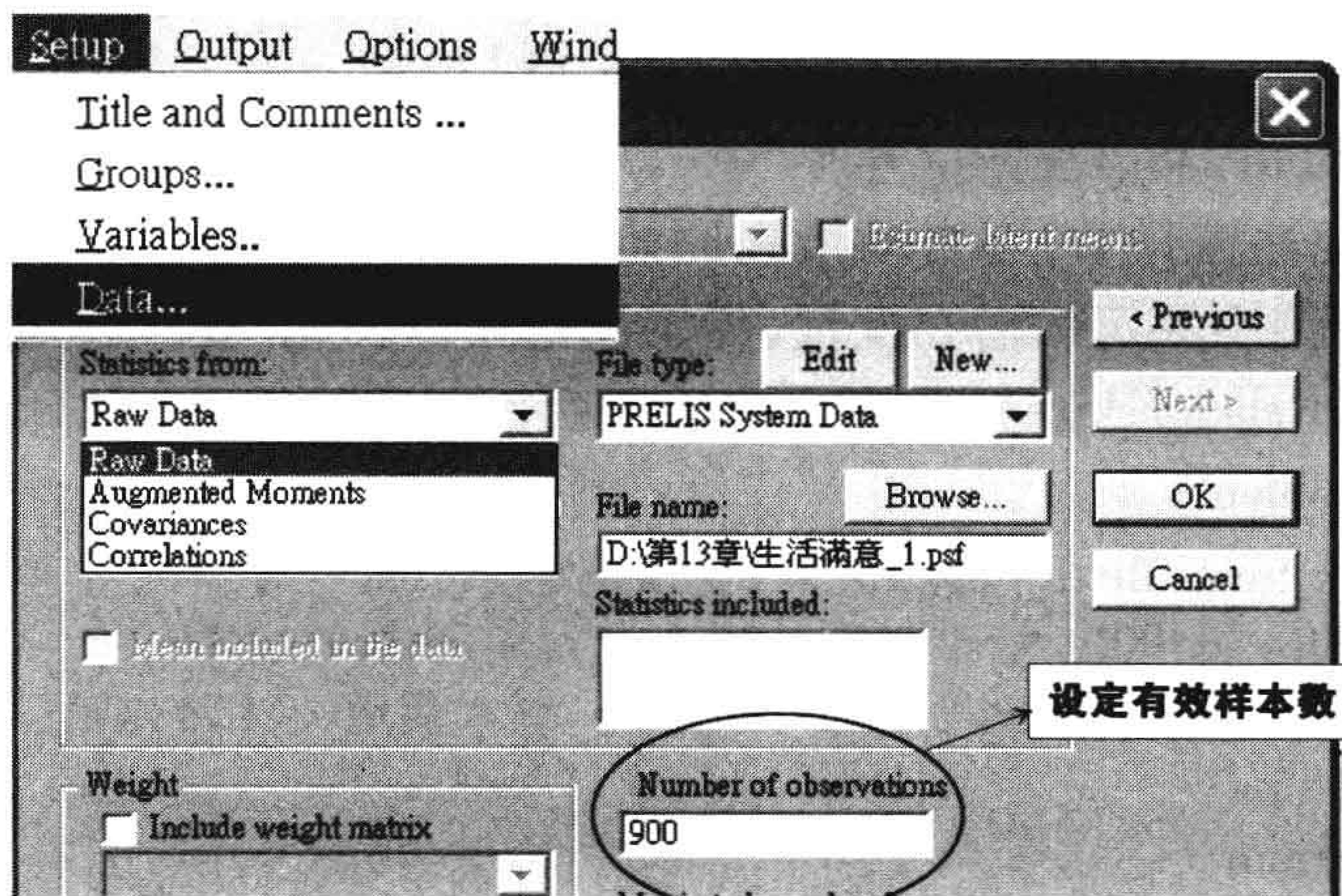


图 13-21

设定结果输出类型

执行功能列【Output】/【SIMPLIS Outputs】程序，会打开[SIMPLIS Outputs]对话窗口，内定的模型估计方法为[◉ Maximum likelihood](最大概似估计法)，勾选[☑ Print Residuals](列出残差)选项。在 SIMPLIS 输出对话窗口中，内定输出报表的小数为第二位，研究者可根据实际所需，自行调整输出统计量数的小数位数，设定完后，按【OK】(确定)钮。

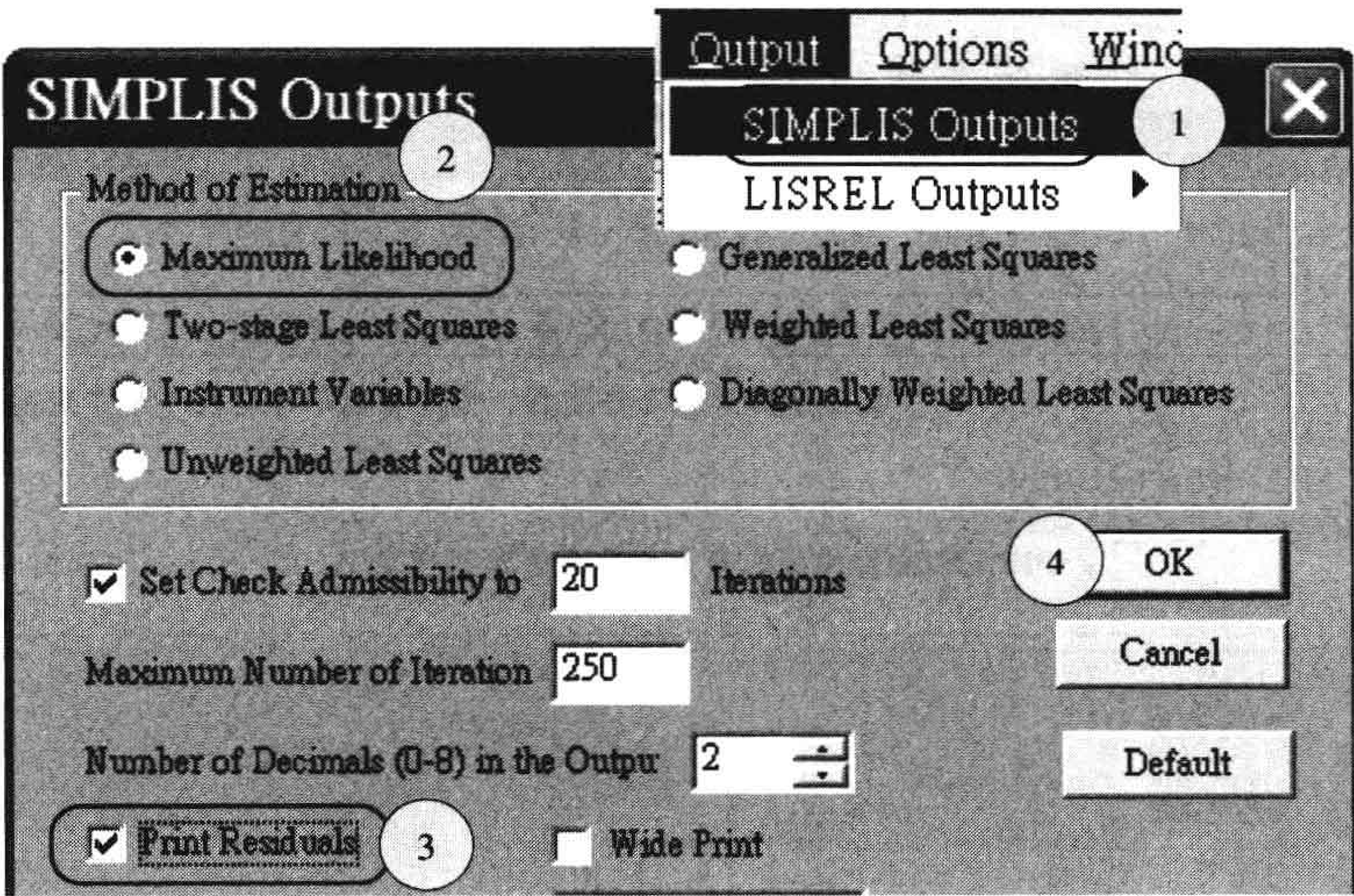


图 13-22

转换 SIMPLIS 语法

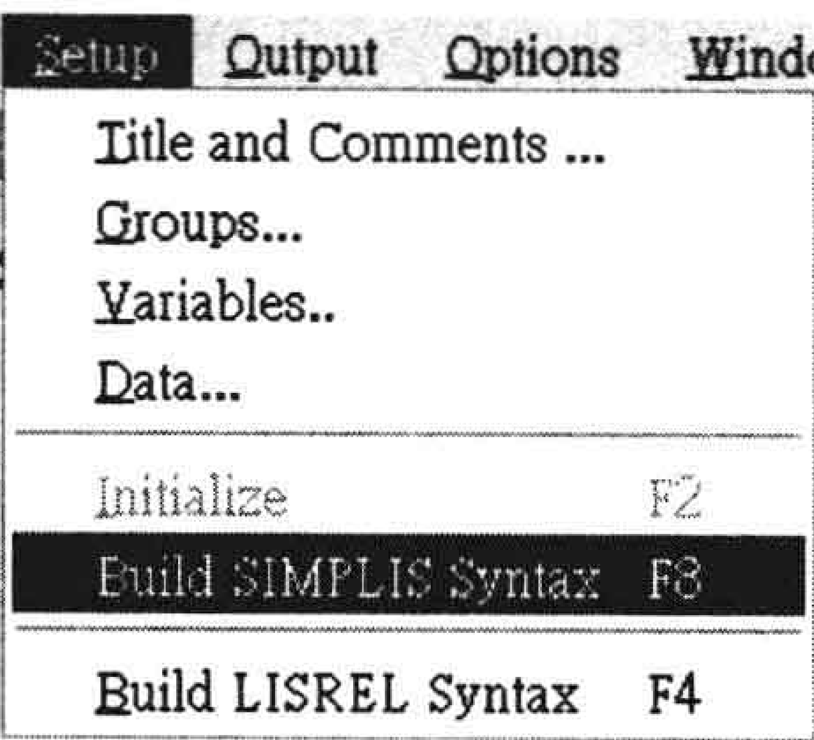


图 13-23

执行功能列【Setup】/【Build SIMPLIS Syntax F8】程序，可快速增列基本的SIMPLIS语法。

在SIMPLIS语法窗口中，会自动增列原始文件来源、有效样本数大小、模型中界定的潜在变量、界定测量模型与结构模型的关键字(Relationships)、列出残差值选项、语法结束关键字(End of Problem)。

```
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1. psf'
Sample Size = 900
Latent Variables 生涯规划 自我意向 个人调适 生活满意
Relationships
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

[Relationships]关键字的下方可设定各测量模型与结构模型，其语法为：

测量模型语法：[指标变量 1 指标变量 2 指标变量 3 指标变量 4 ...... = 潜在变量]

结构模型语法：[外因变量(依变量) = 内因变量1(自变量) 内因变量2 内因变量3 ......]

研究者只要增列测量模型及结构模型即可，至于模型中所有的观察变量不必另外用关键字[Observed Variables]界定，此外，由于模型估计时是使用原始文件，因而若增删观察变量，也不必另外求出观察变量的相关矩阵或协方差矩阵。

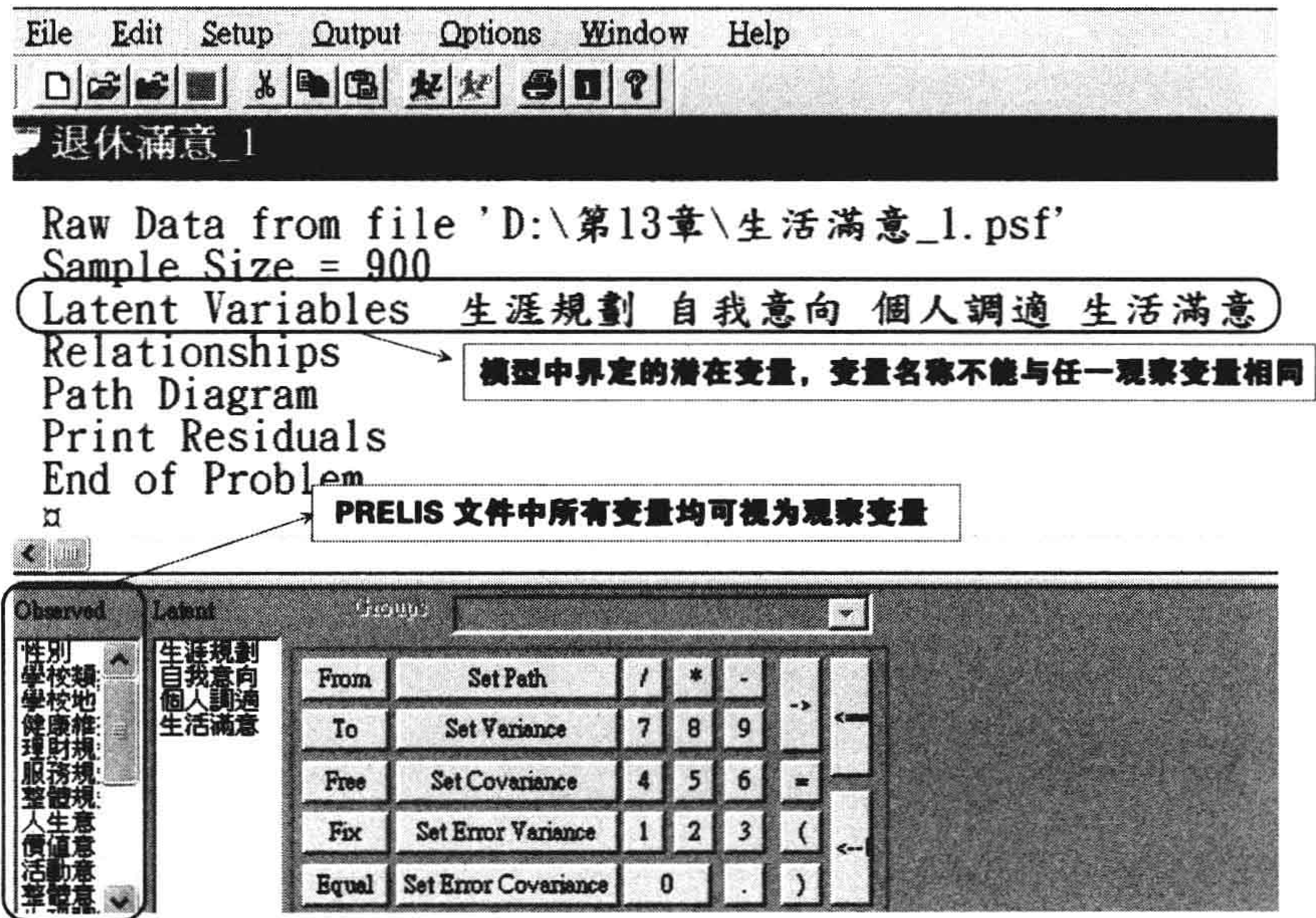


图 13-24

利用语法指令[Relationships]界定四个测量模型与三个结构模型关系,SIMPLIS 专案语法窗口中不能再界定观察变量(测量指标变量)。

```
! 初始假设模型
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1. psf'
Sample Size = 900
Latent Variables 生涯规划 自我意向 个人调适 生活满意
Relationships
健康维持 理财规划 服务规划 = 生涯规划
人生意向 价值意向 活动意向 = 自我意向
生理调适 心理调适 人际调适 活动调适 = 个人调适
健康状态 经济稳定 日常生活 自我实现 = 生活满意
生活满意 = 生涯规划 自我意向 个人调适
个人调适 = 生活规划 自我意向
自我意向 = 生涯规划
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

界定的四个测量模型

界定的结构模型

如果研究者于 SIMPLIS 专案语法中重复界定观察变量,则执行【Run LISREL】工具钮时,会出现模型无法收敛聚合"The model does not converge"的警告窗口。

```
! 增列观察变量初始假设模型
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1. psf'
Sample Size = 900
Latent Variables 生涯规划 自我意向 个人调适 生活满意
Observed Variables
健康维持 理财规划 服务规划
人生意向 价值意向 活动意向
生理调适 心理调适 人际调适 活动调适
健康状态 经济稳定 日常活动 自我实现
Relationships
健康维持 理财规划 服务规划 = 生涯规划
人生意向 价值意向 活动意向 = 自我意向
生理调适 心理调适 人际调适 活动调适 = 个人调适
健康状态 经济稳定 日常活动 自我实现 = 生活满意
生活满意 = 生涯规划 自我意向 个人调适
个人调适 = 生涯规划 自我意向
自我意向 = 生涯规划
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

增列十四个观察变量

模型输出结果报表中会出现警告讯息,提示研究者模型中有变量的名称重复出现,因而若是使用 SIMPLIS Project 的语法执行模型检验,就不用再重新界定模型中的所有观察变量(或测量指标变量),否则模型无法辨识收敛。

```
W_A_R_N_I_N_G: The variable name 活动调适 occurs at least twice
               The variable name 健康状态 occurs at least twice
               The variable name 经济稳定 occurs at least twice
               The variable name 日常活动 occurs at least twice
               The variable name 自我实现 occurs at least twice
F_A_T_A_L E_R_R_O_R: At least two variable names are identical.
```

以 SIMPLIS 格式输出的测量模型方程与结构模型方程摘要表如下，以第一个测量方程为例：

```
人生意向 = 1.71 * 自我意向,Errorvar. = 1.04,R² = 0.74
                                    (0.066)
                                    15.58
```

潜在变量自我意向对测量指标变量人生意向预测的非标准化径路系数（非标准化回归系数）值为 1.71，测量误差的方差为 1.04，误差方差的标准误为 0.066，误差方差显著性检验的 t 统计量为 15.58，t 统计量绝对值大于 1.96，表示误差方差参数值达到显著。潜在变量自我意向对测量指标变量人生意向的解释量为 74%，0.74 开根号值为0.86，0.86 为标准化回归系数（LISREL 输出报表中的完全标准化解值数据），即测量指标变量人生意向的因素负荷量。

```
LISREL Estimates (Maximum Likelihood)
   Measurement Equations(测量模型方程)
人生意向 = 1.71 * 自我意向,Errorvar. = 1.04,R² = 0.74
                                    (0.066)
                                    15.58
价值意向 = 2.25 * 自我意向,Errorvar. = 1.38,R² = 0.79
          (0.065)                   (0.099)
          34.45                     13.90
活动意向 = 2.67 * 自我意向,Errorvar. = 3.57,R² = 0.67
          (0.089)                   (0.21)
          30.20                     17.29
生理调适 = 1.92 * 个人调适,Errorvar. = 1.23,R² = 0.75
                                    (0.079)
                                    15.52
心理调适 = 1.71 * 个人调适,Errorvar. = 2.33,R² = 0.56
          (0.065)                   (0.12)
          26.45                     18.86
人际调适 = 1.65 * 个人调适,Errorvar. = 1.51,R² = 0.64
          (0.056)                   (0.085)
          29.68                     17.80
活动调适 = 2.07 * 个人调适,Errorvar. = 1.45,R² = 0.75
          (0.062)                   (0.093)
          33.64                     15.54
健康状态 = 1.96 * 生活满意,Errorvar. = 2.38,R² = 0.62
                                    (0.13)
                                    18.38
经济稳定 = 2.23 * 生活满意,Errorvar. = 1.79,R² = 0.74
          (0.078)                   (0.11)
          28.57                     16.24
```

```
日常活动 = 2.24 * 生活满意,Errorvar. = 1.76,R² = 0.74
           (0.078)                    (0.11)
           28.70                      16.10
自我实现 = 1.91 * 生活满意,Errorvar. = 2.82,R² = 0.56
           (0.079)                    (0.15)
           24.14                      18.95
健康维持 = 2.51 * 生涯规划,Errorvar. = 8.32,R² = 0.43
           (0.13)                     (0.49)
           19.83                      17.10
理财规划 = 3.30 * 生涯规划, Errorvar. =4.58,R² = 0.70
           (0.13)                     (0.50)
           26.26                       9.17
服务规划 = 1.37 * 生涯规划, Errorvar. = 2.19,R² = 0.46
           (0.066)                     (0.13)
           20.62                       16.47
    Structural Equations(结构模型方程)
自我意向 = 0.53 * 生涯规划, Errorvar. = 0.72,R² = 0.28
           (0.038)                     (0.050)
           14.02                       14.36
个人调适 = 0.72 * 自我意向 + 0.16 * 生涯规划,Errorvar. = 0.32 , R² = 0.68
           (0.036)          (0.033)                     (0.027)
           19.86             4.86                       12.20
生活满意 = 0.51 * 自我意向 + 0.42 * 个人调适 +0.052 * 生涯规划,Errorvar. =0.16,R² = 0.84
          (0.045)          (0.044)          (0.027)                  (0.018)
          11.37             9.62             1.89                     8.99
```

所有估计的参数,只有生涯规划对生活满意直接的回归系数值(非标准化路径系数值等于0.052,估计标准误为0.027)未达0.05显著水平,参数显著性检验的t值等于1.89,绝对值小于1.96,其余估计的参数均达0.05显著水平。

整体模型适配度指标值如下(部分指标值省略):

Goodness of Fit Statistics(整体适配度统计量)

Degrees of Freedom = 71

Minimum Fit Function Chi-Square = 548.85 (P = 0.0)【模型适配度卡方值】

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.087【RMSEA 值】

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.69

Model AIC = 619.87【AIC】

Model CAIC = 817.15【CAIC 值】

Normed Fit Index (NFI) = 0.98【NFI 值】

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.97【NNFI 值】

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.76【PNFI 值】

Comparative Fit Index (CFI) = 0.98【CFI 值】

Incremental Fit Index (IFI) = 0.98【IFI 值】

Relative Fit Index (RFI) = 0.97【RFI 值】

Critical N (CN) = 167.46【CN 值】

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.27【RMR 值】

Standardized RMR = 0.039【SRMR 值】

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.92【GFI 值】

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.88【AGFI 值】

Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.62【PGFI 值】

整体模型适配度指标值的卡方值易受样本大小而波动，当样本数很大时，所有卡方值几乎都会达 0.05 显著水平，造成虚无假设被拒绝，出现假设模型推导的结构化协方差矩阵与样本数据导出的非结构化协方差矩阵显著不同，假设模型无法被接受。因而当样本是大样本时，卡方值适配度指标值只能作为参考指标。范例中的样本数高达 900 个，整体模型适配度的卡方值为 548.854（显著性 $p=0.000<0.05$），卡方自由度比值 $=548.85\div71=7.730$（未符合小于 3.000 理想标准）、RMSEA 值等于 0.087（未符合小于 0.080 理想标准）、CN 值等于 167.46（未符合大于 200 理想标准）、RMR 值等于 0.27（未符合小于 0.050 理想标准）、AGFI 值等于 0.88（未符合大于 0.900 理想标准）。从外在模型适配统计量来看，其中卡方自由度比值、AGFI 值、RMSEA 值、RMR 值、CN 值等适配度指标值均未符合理想标准，整体而言，初始假设模型与样本的契合度并不是很好，假设模型应再修正简化或剪裁。

若研究者想以传统 LISREL 报表输出结果，只要增列修改输出结果列即可：[Lisrel Output SE TV RS EF MI SS SC ND =3 ITERATION =100]，其中输出选项关键字研究者可根据实际需要增列。

```
! 初始假设模型
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1.psf'
Sample Size = 900
Latent Variables 生涯规划 自我意向 个人调适 生活满意
Relationships
健康维持 理财规划 服务规划 = 生涯规划
人生意向 价值意向 活动意向 = 自我意向
生理调适 心理调适 人际调适 活动调适 = 个人调适
健康状态 经济稳定 日常活动 自我实现 = 生活满意
生活满意 = 生涯规划 自我意向 个人调适
个人调适 = 生涯规划 自我意向
自我意向 = 生涯规划
Path Diagram
Lisrel Output SE TV RS EF MI SS SC ND = 3 ITERATION = 100
End of Problem
```

LISREL 输出结果报表之非标准化估计值与标准化估计值摘要表如下（其余报表省略），其中 [Standardized Solution]（标准化解值）为非标准化估计值，[Completely Standardized Solution]（完全标准化解值）为标准化径路系数，测量模型中为测量指标变量的因素负荷量，结构模型中为外因变量对内因变量的标准化回归系数（即直接效果值）。

Standardized Solution【标准化解值-非标准化回归系数/路径系数】

LAMBDA-Y

	自我意向	个人调适	生活满意
人生意向	1.711	--	--
价值意向	2.249	--	--
活动意向	2.673	--	--
生理调适	--	1.916	--
心理调适	--	1.706	--
人际调适	--	1.649	--
活动调适	--	2.073	--
健康状态	--	--	1.955

经济稳定	--	--	2.235
日常活动	--	--	2.244
自我实现	--	--	1.908

LAMBDA-X

	生涯规划
健康维持	2.511
理财规划	3.300
服务规划	1.369

BETA

	自我意向	个人调适	生活满意
自我意向	--	--	--
个人调适	0.724	--	--
生活满意	0.507	0.425	--

GAMMA

	生涯规划
自我意向	0.531
个人调适	0.162
生活满意	0.052

Regression Matrix ETA on KSI (Standardized)

	生涯规划
自我意向	0.531
个人调适	0.546
生活满意	0.553

! 初始假设模型

Completely Standardized Solution【完全标准化解值-标准化路径系数】

LAMBDA-Y

	自我意向	个人调适	生活满意
人生意向	0.860	--	--
价值意向	0.886	--	--
活动意向	0.816	--	--
生理调适	--	0.865	--
心理调适	--	0.745	--
人际调适	--	0.802	--
活动调适	--	0.865	--
健康状态	--	--	0.785
经济稳定	--	--	0.858
日常活动	--	--	0.861
自我实现	--	--	0.751

LAMBDA-X

	生涯规划
健康维持	0.657
理财规划	0.839

服务规划	0.679		

BETA

	自我意向	个人调适	生活满意
	------------	------------	------------
自我意向	--	--	--
个人调适	0.724	--	--
生活满意	0.507	0.425	--

GAMMA

	生涯规划

自我意向	0.531
个人调适	0.162
生活满意	0.052

LISREL 格式输出的标准化解值的估计值即为 SIMPLIS 语法输出报表中的测量方程与结构方程的参数估计值,此参数估计值即为非标准化回归系数。

增列标准化估计值的假设模型图如图 13-25。

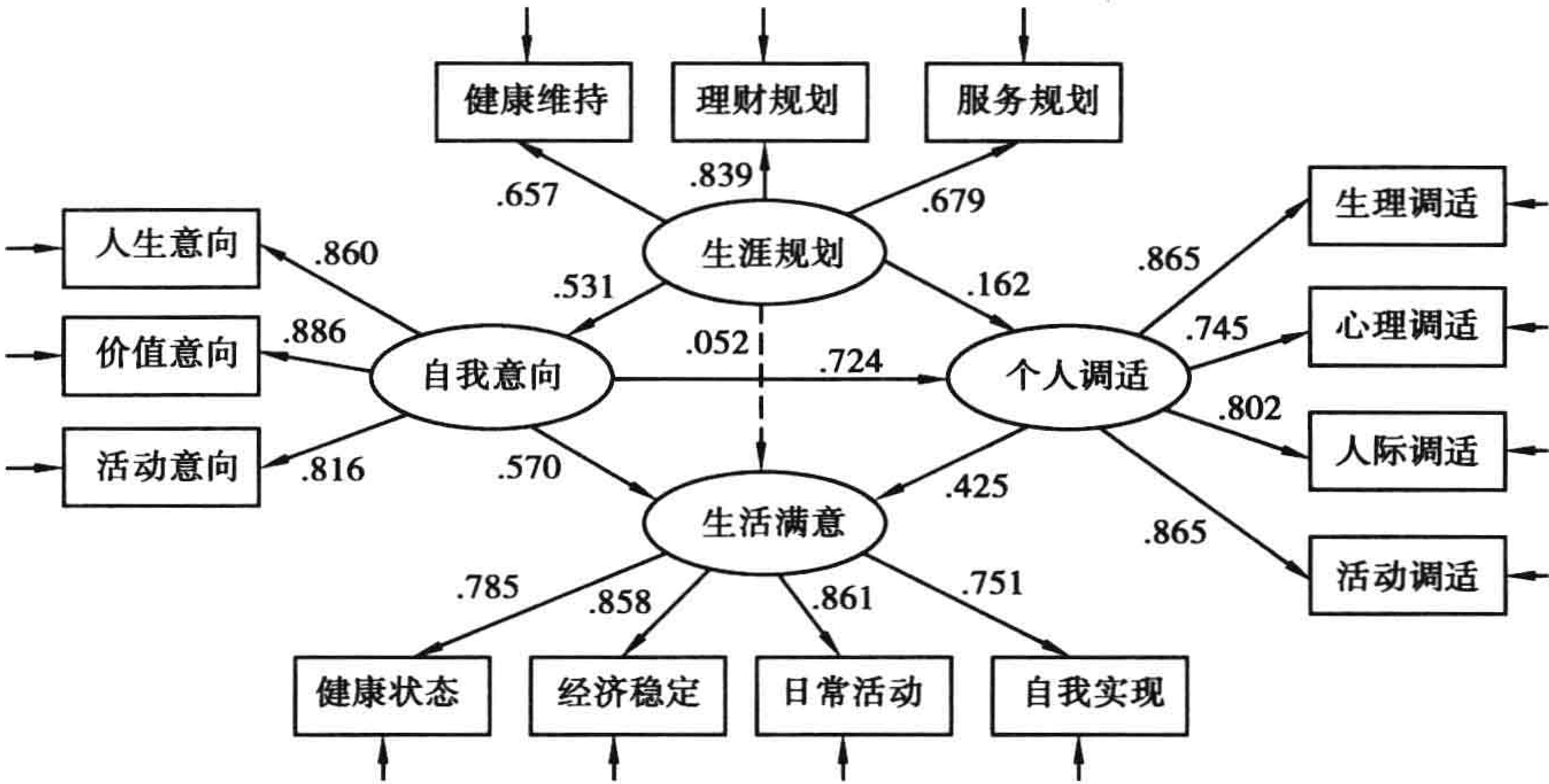


图 13-25　标准化估计值初始假设模型图

修正的结构模型图中主要将外因潜在变量生涯规划对内因潜在变量生活满意的直接影响路径删除,因为所有估计的参数只有此路径系数不显著。修正模型的结构模型如图 13-26。

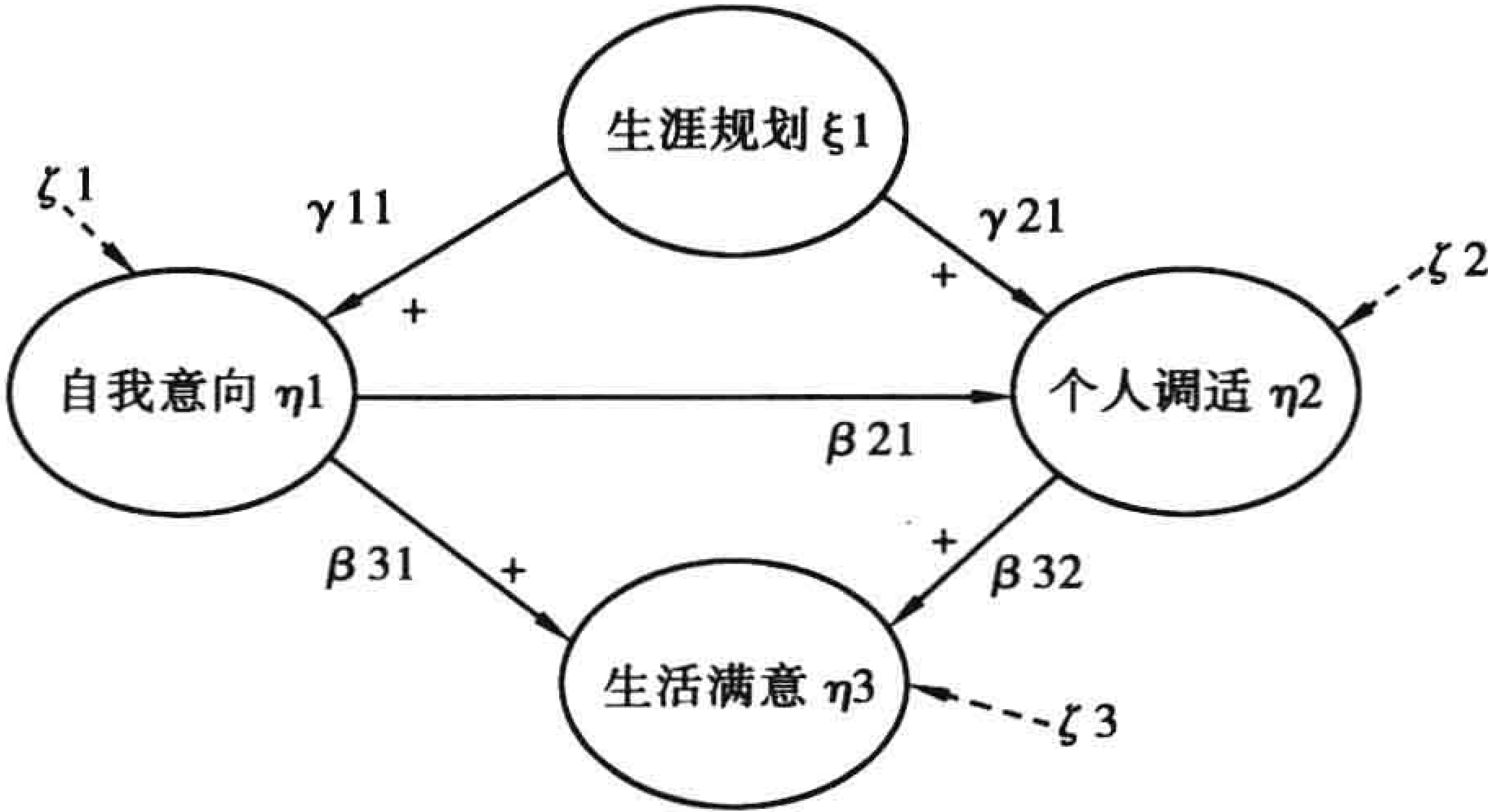


图 13-26　修正后模型的结构模型图

修正后完整的假设模型图如图 13-27：

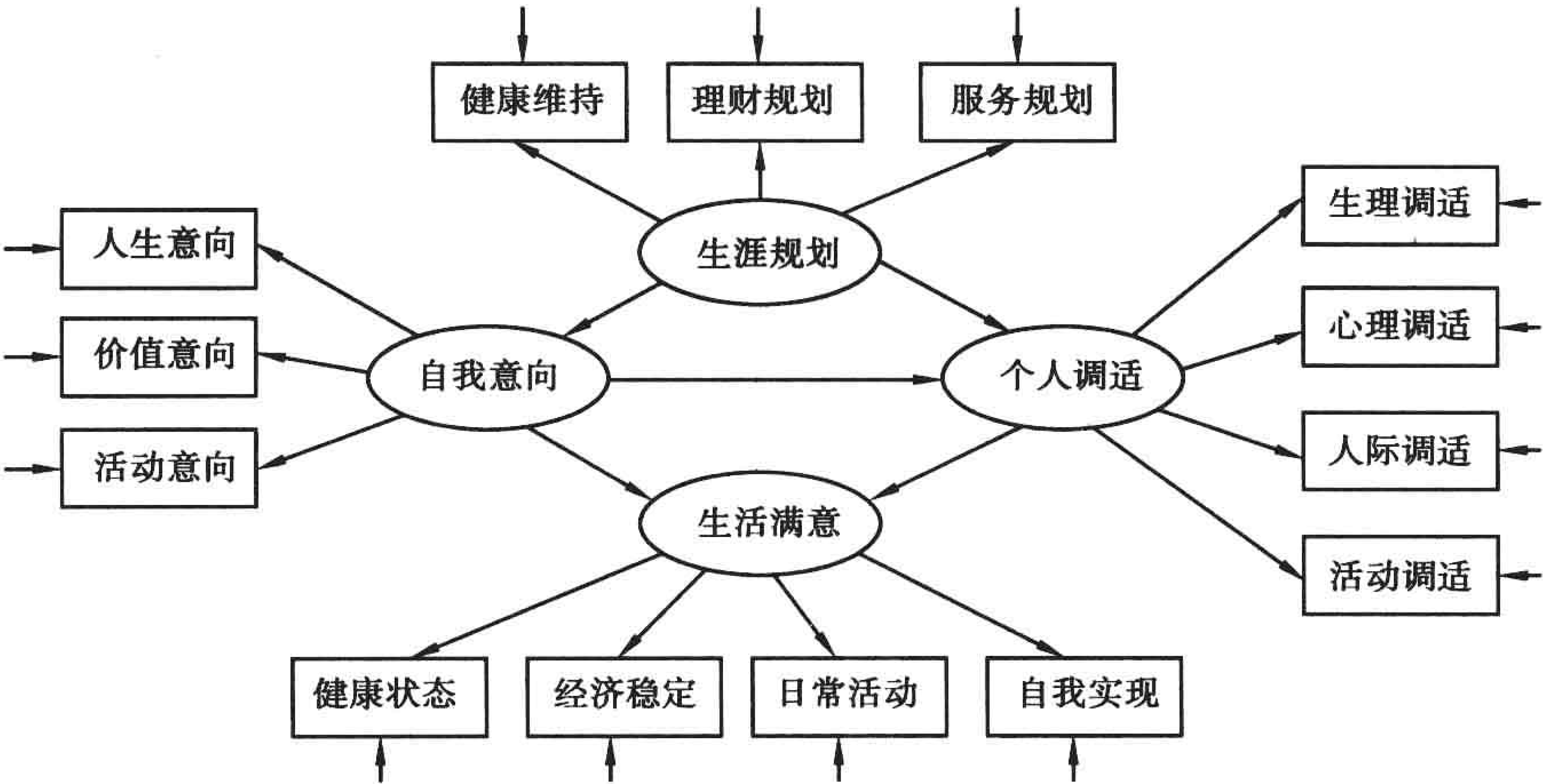


图 13-27　修正后假设模型图

简化结构模型的假设模型之 SIMPLIS 语法文件如下：

```
! 简化结构模型的假设模型
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1. psf'
Sample Size = 900
Latent Variables 生涯规划 自我意向 个人调适 生活满意
Relationships
健康维持 理财规划 服务规划 = 生涯规划
人生意向 价值意向 活动意向 = 自我意向
生理调适 心理调适 人际调适 活动调适 = 个人调适
健康状态 经济稳定 日常活动 自我实现 = 生活满意
生活满意 = 自我意向 个人调适
个人调适 = 生涯规划 自我意向
自我意向 = 生涯规划
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

简化结构模型的假设模型图之整体模型适配度统计量如下：

```
Goodness of Fit Statistics(整体模型适配度统计量)
Degrees of Freedom = 72
Minimum Fit Function Chi-Square = 552.32 (P = 0.0)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.087
Normed Fit Index (NFI) = 0.98
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.97
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.77
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.97
Critical N (CN) = 168.35
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.28
Standardized RMR = 0.040
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.92
```

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.88
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.63

整体模型适配度的卡方值为552.32(显著性 p = 0.000 < 0.05,修正前的卡方值为548.85),模型自由度为72(修正前为71),卡方自由度比值 = 552.32 ÷ 72 = 7.671(未符合小于3.000 理想标准)、RMSEA 值等于0.087(未符合小于0.080 理想标准)、CN 值等于168.35(未符合大于200 理想标准)、RMR 值等于0.28(未符合小于0.050 理想标准)、AGFI 值等于0.88(未符合大于0.900 理想标准)。从外在模型适配统计量来看,其中卡方自由度比值、AGFI 值、RMSEA 值、RMR 值、CN 值等适配度指标值均未符合理想标准。整体而言,只删除生涯规划对生活满意直接影响路径的简化结构模型图与样本的契合度也不好,整体外在模型适配度的改善情形不大,假设模型应再进一步修正简化或进一步剪裁。

增列测量变量之误差项共变关系的修正指标值摘要表如下:

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance

Between	and	Decrease in Chi-Square	New Estimate
活动意向	人生意向	8.1	-0.28
生理调适	人生意向	18.1	0.21
生理调适	价值意向	16.4	-0.25
心理调适	人生意向	8.7	-0.18
人际调适	价值意向	9.5	0.19
人际调适	活动意向	14.5	0.35
健康状态	价值意向	38.6	0.49
健康状态	心理调适	16.1	-0.36
经济稳定	心理调适	9.5	0.25
经济稳定	人际调适	10.2	-0.22
日常活动	生理调适	12.2	-0.23
日常活动	活动调适	11.9	0.24
自我实现	价值意向	30.1	-0.46
自我实现	生理调适	55.4	0.56
自我实现	人际调适	31.2	-0.44
自我实现	经济稳定	15.3	0.38
健康维持	生理调适	14.3	-0.50
理财规划	心理调适	16.2	0.62
服务规划	人生意向	10.9	0.21
服务规划	价值意向	21.5	-0.35
服务规划	生理调适	26.7	0.35
服务规划	心理调适	34.6	-0.51
服务规划	人际调适	11.1	-0.24
服务规划	自我实现	37.9	0.59
服务规划	健康维持	10.3	-0.74

如果假设模型导出的协方差矩阵与样本估计出的协方差矩阵的差异过大,表示假设模型与样本无法适配,此时研究者可根据 SIMPLIS 输出结果的修正指标值进行假设模型的修正。修正指标值只能作为参考,其重要前提是修正后假设模型不能违反 SEM 的基本假定与假设模型建构的理论基础。研究者不能只根据最大修正指标值来进行模型修正,

以为让模型卡方值减少为最大的修正指标就是对的，这在模型修正中是非常冒险的，因为 SIMPLIS 提供的修正指标值有些违反 SEM 基本假定，有些会让假设模型无法合理诠释。以上述提供的修正指标值为例，若增列测量指标变量自我实现与测量指标变量生理调适间误差变量的共变关系（即设定两个观察变量间有相关），则大约可以降低模型卡方值 55.4。

13.3　不适切的模型修正

第一次修正假设模型

在第一次修正模型中增列测量指标变量自我实现与测量指标变量生理调适误差变量间有共变关系。其假设模型图如图 13-28：

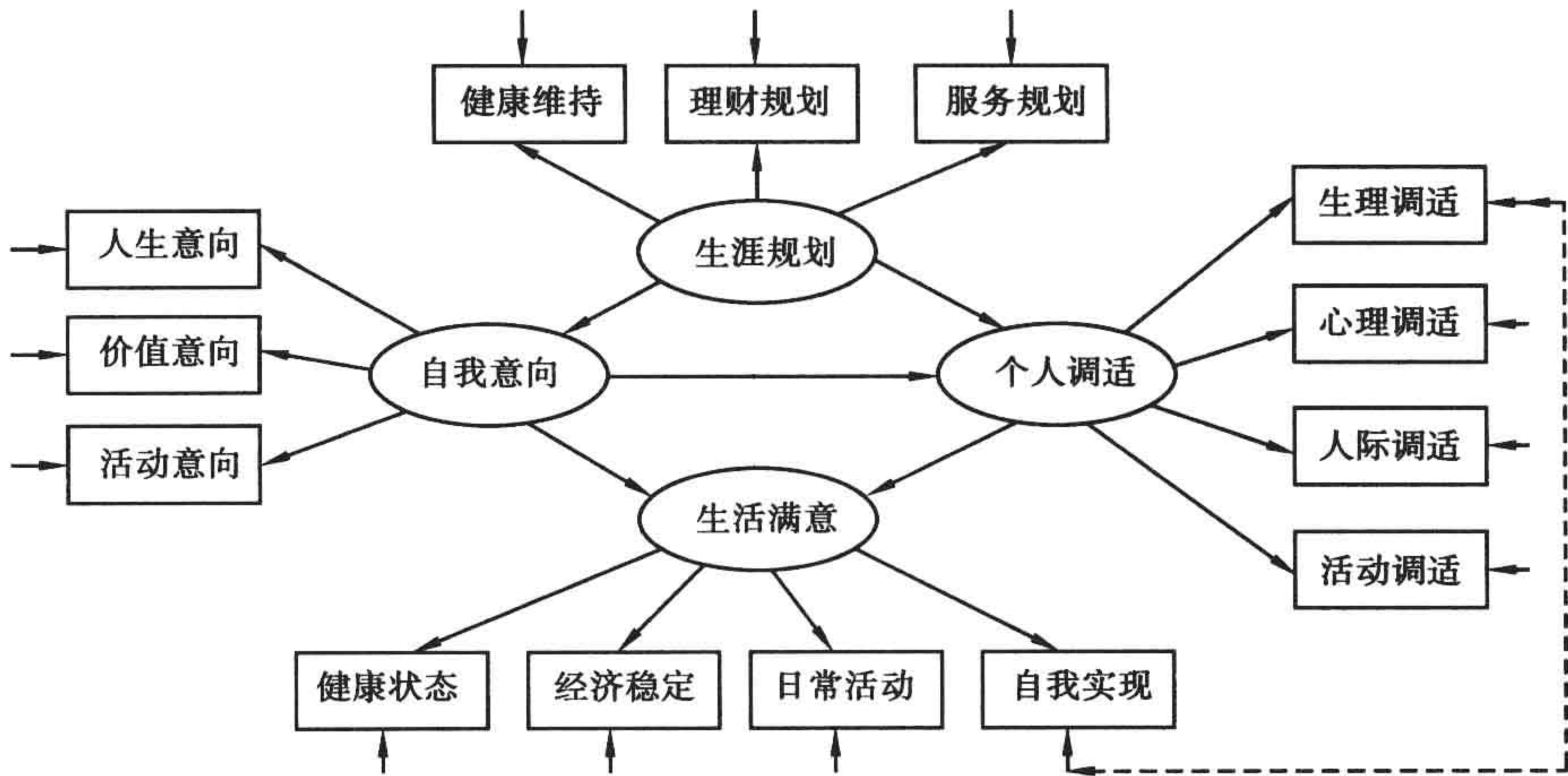


图 13-28　第一次修正假设模型图

第一次修正假设模型图 SIMPLIS 语法文件如下：

```
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1.psf'
Sample Size  =  900
Latent Variables  生涯规划  自我意向  个人调适  生活满意
Relationships
健康维持  理财规划  服务规划 = 生涯规划
人生意向  价值意向  活动意向 = 自我意向
生理调适  心理调适  人际调适  活动调适 = 个人调适
健康状态  经济稳定  日常活动  自我实现 = 生活满意
生活满意 = 自我意向  个人调适
个人调适 = 生涯规划  自我意向
自我意向 = 生涯规划
Set Error Covariance of between 自我实现 and 生理调适
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

整体模型适配度指标值如下：

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 71
Minimum Fit Function Chi-Square = 495.02 (P = 0.0)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.082
Normed Fit Index (NFI) = 0.98
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.98
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.76
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.97
Critical N (CN) = 185.56
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.28
Standardized RMR = 0.040
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.93
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.89
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.63

模型适配度的卡方值由552.32 减为495.02(显著性 p 值 =0.000 <0.05),卡方自由度比值由7.671 减为6.972(=495.02 ÷71),RMSEA 值由0.087 变为0.082,RMR 值没有变动,其数值仍等于0.028,CN 值由168.35 增为185.56,AGFI 值由0.88 增为0.89。模型的整体模型适配度有稍为改善,但模型还须修正。

第一次修正模型提供的修正指标值摘要表如下:

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance

Between	and	Decrease in Chi-Square	New Estimate
生理调适	人生意向	20.2	0.22
心理调适	人生意向	9.4	-0.19
人际调适	活动意向	12.8	0.33
健康状态	价值意向	37.7	0.48
健康状态	心理调适	18.0	-0.38
经济稳定	心理调适	9.9	0.26
经济稳定	人际调适	11.1	-0.22
日常活动	活动调适	9.0	0.21
自我实现	价值意向	18.5	-0.35
自我实现	人际调适	15.8	-0.31
自我实现	活动调适	22.9	0.41
自我实现	经济稳定	22.7	0.45
健康维持	生理调适	15.8	-0.51
理财规划	心理调适	16.7	0.63
服务规划	人生意向	11.5	0.21
服务规划	价值意向	20.7	-0.35
服务规划	生理调适	14.3	0.25
服务规划	心理调适	30.7	-0.48
服务规划	人际调适	9.1	-0.21
服务规划	自我实现	25.9	0.47
服务规划	健康维持	10.0	-0.74

从修正指标值提供的数据,若是增列测量变量健康状态与测量变量价值意向间的误差项有误差共变关系,则可减少模型卡方值37.7。第二次修正是否原先第一次修正的假设模型图中增列测量指标变量健康状态与测量指标变量价值意向的测量误差间有共变关系(即两个观察变量的测量误差间有相关)。

第二次修正假设模型

第二次修正的假设模型图如图13-29。

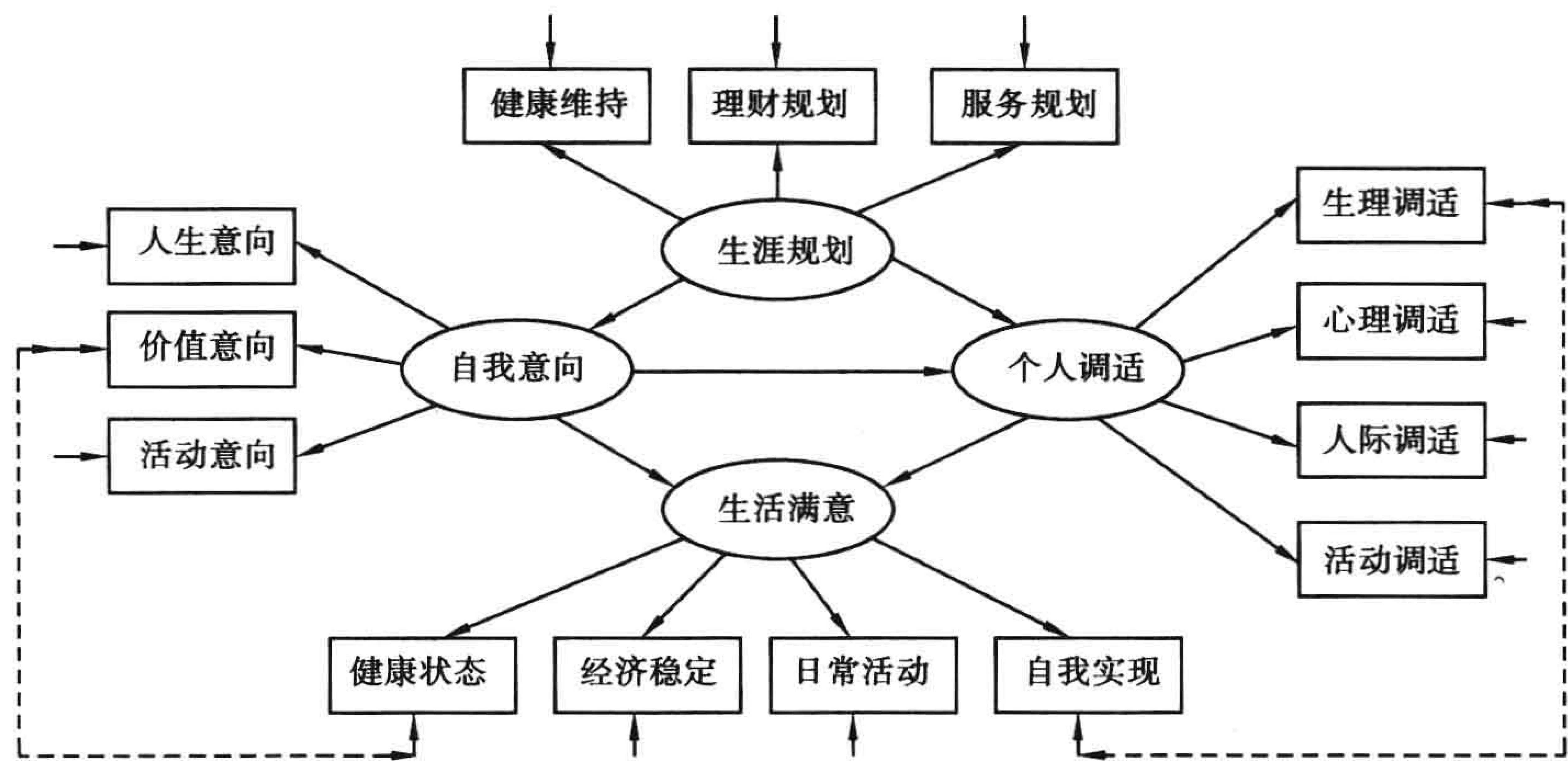


图13-29 第二次修正假设模型图

第二次修正假设模型图SIMPLIS语法文件如下:

```
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1. psf'
Sample Size  =  900
Latent Variables  生涯规划  自我意向  个人调适  生活满意
Relationships
健康维持  理财规划  服务规划 = 生涯规划
人生意向  价值意向  活动意向 = 自我意向
生理调适  心理调适  人际调适  活动调适 = 个人调适
健康状态  经济稳定  日常活动  自我实现 = 生活满意
生活满意 = 自我意向  个人调适
个人调适 = 生涯规划  自我意向
自我意向 = 生涯规划
Set Error Covariance of between 自我实现 and 生理调适
Set Error Covariance of between 健康状态 and 价值意向
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

第二次修正假设模型适配度统计量摘要表

```
                    Goodness of Fit Statistics
                    Degrees of Freedom  =  70
         Minimum Fit Function Chi-Square  =  457.38 (P  =  0.0)
    Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)  =  0.078
                    Normed Fit Index (NFI)  =  0.98
```

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.98
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.75
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.97
Critical N (CN) = 198.39
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.27
Standardized RMR = 0.039
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.93
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.90
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.62

第二次修正假设模型模型适配度的自由度为 70，与第一次相比，模型适配度的卡方值由 495.02 减为 457.38（显著性 p 值 =0.000 <0.05），卡方自由度比值由 6.972 减为 6.534（=457.38 ÷70），RMSEA 值由 0.082 变为 0.078（符合小于 0.080 的适配标准），RMR 值由 0.28 变为 0.27，CN 值由 185.56 增为 198.39，AGFI 值由 0.89 增为 0.90（符合适配理想标准）。可见增列观察变量价值意向与观察变量健康状态的测量误差项间有共变关系，模型的整体模型适配度有改善，但模型可以继续修正。

增列误差共变的修正指标值摘要表如下：

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance

Between	and	Decrease in Chi-Square	New Estimate
活动意向	人生意向	8.9	-0.29
生理调适	人生意向	19.5	0.21
心理调适	人生意向	11.7	-0.22
人际调适	活动意向	12.9	0.33
活动调适	人生意向	8.9	-0.16
健康状态	人生意向	12.2	0.24
健康状态	心理调适	17.4	-0.36
经济稳定	心理调适	9.0	0.24
经济稳定	人际调适	10.9	-0.22
日常活动	活动调适	8.5	0.21
自我实现	价值意向	12.0	-0.28
自我实现	人际调适	15.6	-0.31
自我实现	活动调适	22.2	0.40
自我实现	经济稳定	18.3	0.40
健康维持	生理调适	16.0	-0.51
理财规划	心理调适	16.6	0.63
服务规划	人生意向	10.6	0.21
服务规划	价值意向	18.3	-0.32
服务规划	生理调适	14.2	0.25
服务规划	心理调适	31.2	-0.48
服务规划	人际调适	9.4	-0.22
服务规划	自我实现	25.1	0.46
服务规划	健康维持	10.2	-0.74

根据修正指标值再增列测量变量服务规划与测量变量心理调适的测量误差项有共

变关系,可减少模型卡方值约 31.2。

第三次修正假设模型

第三次修正假设模型,增列观察变量服务规划与观察变量心理调适的测量误差间有共变关系(如图 13-30)。

第三次修正假设模型图 SIMPLIS 语法文件如下:

```
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1. psf'
Sample Size  =  900
Latent Variables   生涯规划   自我意向   个人调适   生活满意
Relationships
健康维持   理财规划   服务规划 = 生涯规划
人生意向   价值意向   活动意向 = 自我意向
生理调适   心理调适   人际调适   活动调适 = 个人调适
健康状态   经济稳定   日常活动   自我实现 = 生活满意
生活满意 = 自我意向   个人调适
个人调适 = 生涯规划   自我意向
自我意向 = 生涯规划
Set Error Covariance of between 自我实现 and 生理调适
Set Error Covariance of between 健康状态 and 价值意向
Set Error Covariance of between 服务规划 and 心理调适
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

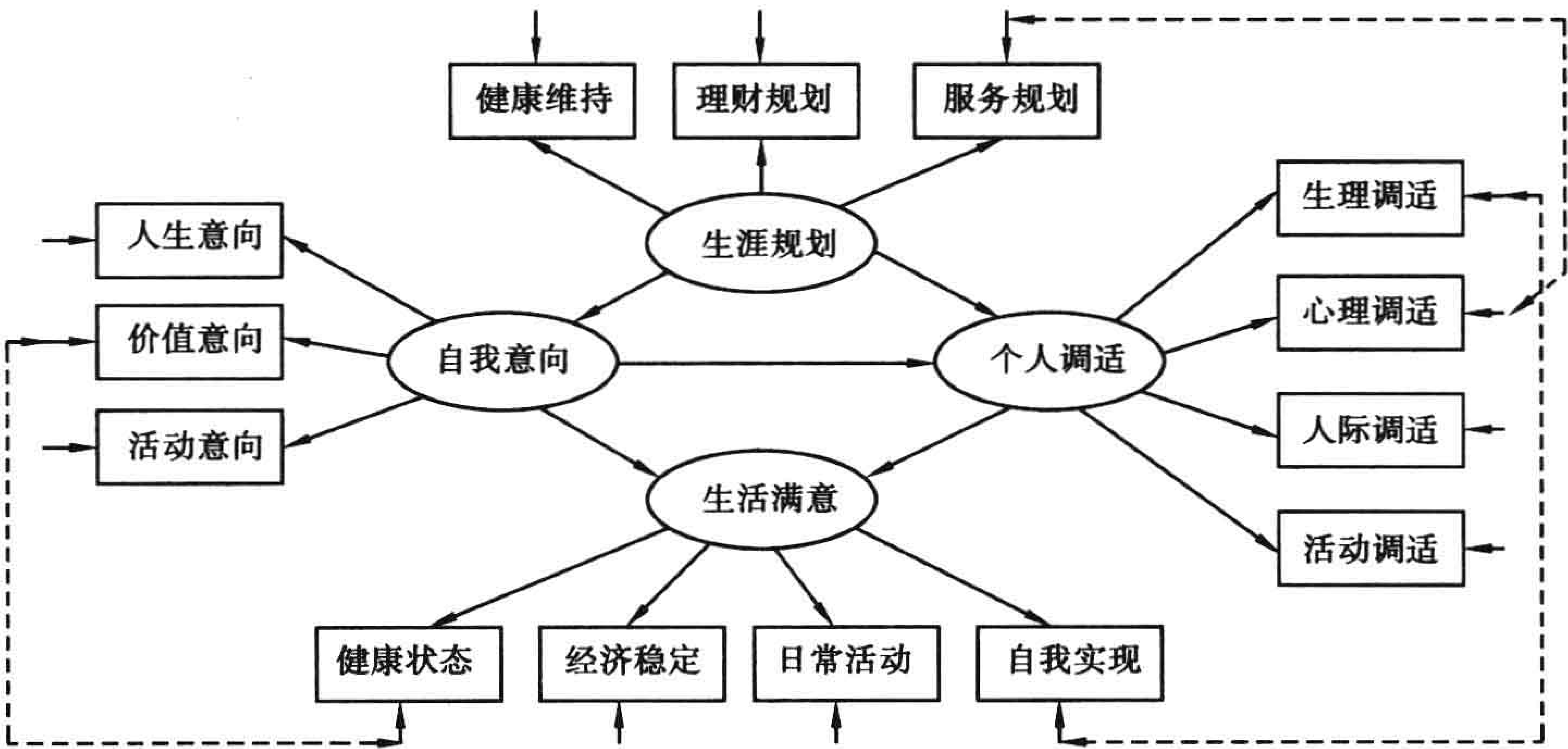


图 13-30　第三次修正假设模型图

第三次修正假设模型适配度统计量摘要表

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 69
Minimum Fit Function Chi-Square = 425.05 (P = 0.0)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.075
Normed Fit Index (NFI) = 0.98
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.98

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.74
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.98
Critical N (CN) = 210.87
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.27
Standardized RMR = 0.039
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.94
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.90
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.62

第三次修正假设模型模型适配度的自由度为69,与第二次修正相比,模型适配度的卡方值由457.38 减为425.05(显著性 p 值 $=0.000<0.05$),卡方自由度比值由6.534减为6.160($=425.05\div69$),RMSEA 值由0.078 变为0.075(符合小于0.080 的适配标准),RMR 值数值均为0.27,CN 值由198.39 增为210.87(符合模型适配理想标准),AGFI 值不变,其数值等于0.90(符合适配理想标准)。与之前相比,第三次修正假设模型的整体适配度较佳。所有适配度统计量中,除卡方自由度比值与 RMR 值未符合理想标准外,所有指标值均符合模型适配标准,可见第三次修正假设模型图与样本可以契合。

此种根据 LISREL 提供的修正指标值增列误差间的共变关系,在模型剪裁中是合理的程序,但研究者没有考量到增列的测量误差项之观察变量所反映的潜在变量(因素构念)。第一次修正假设模型图中增列观察变量生理调适与观察变量自我实现测量误差间有共变关系,虽然可以改善模型适配度(模型的卡方值会减少一定的数值),但此种设定并不合理。因为观察变量生理调适反映的潜在因素构念为个人调适,观察变量自我实现反映的潜在因素构念为生活满意,假设模型图中的潜在变量及其对应的观察变量属性间应是不同的,若是不同潜在变量之观察变量的测量误差项间又有共变关系,则各潜在变量间并非相互独立,如果潜在变量不是互为独立,就不应再区隔外因潜在变量与内因潜在变量。第二次修正假设模型中增列观察变量健康状态与观察变量价值意向测量误差间有共变关系,观察变量健康状态与观察变量价值意向所反映的潜在变量分别为生活满意、自我意向。第三次修正假设模型中增列观察变量服务规划与观察变量心理调适测量误差间有共变关系,但观察变量服务规划与观察变量心理调适所反映的潜在变量分别为生涯规划、个人调适,其中生涯规划为外因潜在变量,个人调适为内因潜在变量,此种测量误差项的增列是不合理的。

13.4 合理模型的修正

简化结构模型使之可聚合收敛,模型提供“增列测量变量之误差项共变关系的修正指标值”如下,如果研究者原先假定:所有观察变量的测量误差彼此互为独立,则下述的误差项共变关系参数值均不予释放,而是直接将自我实现指标变量自假设模型中删除,以简化模型。之所以删除自我实现指标变量乃是此观察变量与其他观察变量间的误差项若增列有共变关系,模型卡方值的变动数值最大。

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance

Between	and	Decrease in Chi-Square	New Estimate
活动意向	人生意向	8.1	-0.28
生理调适	人生意向	18.1	0.21
生理调适	价值意向	16.4	-0.25
心理调适	人生意向	8.7	-0.18
人际调适	价值意向	9.5	0.19
人际调适	活动意向	14.5	0.35
健康状态	价值意向	38.6	0.49
健康状态	心理调适	16.1	-0.36
经济稳定	心理调适	9.5	0.25
经济稳定	人际调适	10.2	-0.22
日常活动	生理调适	12.2	-0.23
日常活动	活动调适	11.9	0.24
自我实现	价值意向	30.1	**-0.46**
自我实现	生理调适	55.4	**0.56**
自我实现	人际调适	31.2	**-0.44**
自我实现	经济稳定	15.3	**0.38**
健康维持	生理调适	14.3	-0.50
理财规划	心理调适	16.2	0.62
服务规划	人生意向	10.9	0.21
服务规划	价值意向	21.5	-0.35
服务规划	生理调适	26.7	0.35
服务规划	心理调适	34.6	-0.51
服务规划	人际调适	11.1	-0.24
服务规划	自我实现	37.9	**0.59**
服务规划	健康维持	10.3	-0.74

在测量模型假定中研究者假定所有观察变量的测量误差项彼此互为独立，但若是根据修正指标值，同一测量模型中的指标变量的测量误差项有共变关系，研究者也可以修正原先假定。但从修正指标中看，模型卡方值减少较大值所增列的测量误差相关，都是跨不同测量模型，此种测量误差共变关系的界定与原先假设模型的理论文献不合，因而不释放测量误差项协方差参数，而是直接将潜在变量生活满意的观察变量自我实现从模型中删除。之所以删除自我实现指标变量，因为此变量的测量误差与其他指标变量的测量误差间的关系最为密切，表示此测量指标变量欠缺独特性效度。

第一次修正假设模型

第一次修正假设模型主要是将外因潜在变量生活满意的测量指标变量自我实现从测量模型中移除，外因潜在变量生活满意的测量指标变量由四个减为三个：健康状态、经济稳定、日常活动。

第一次修正假设模型 SIMPLIS 语法文件如下：

```
! 第一次修正假设模型
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1.psf'
Sample Size = 900
```

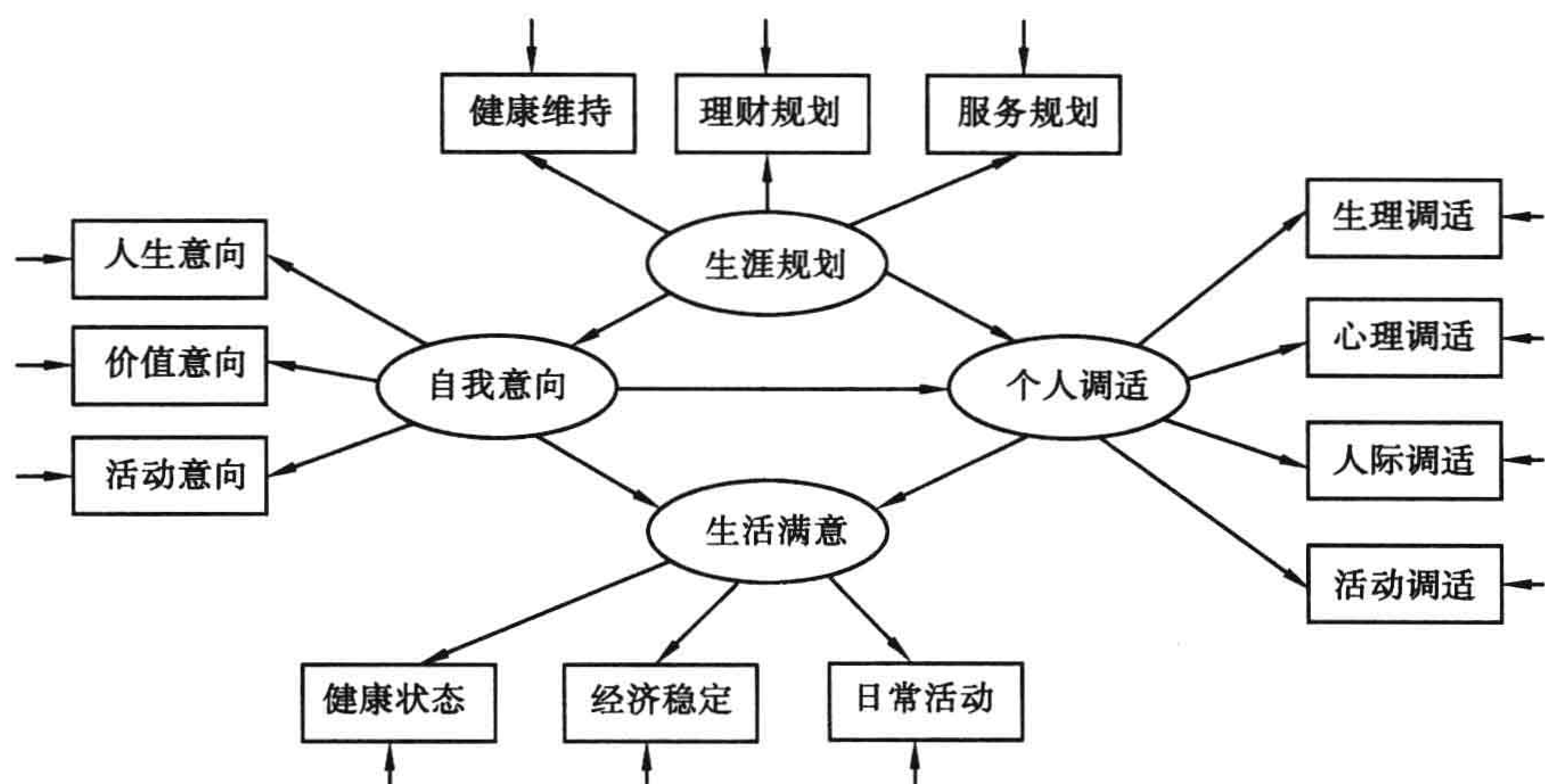


图 13-31　第一次修正假设模型图

```
Latent Variables　生涯规划　自我意向　个人调适　生活满意
Relationships
健康维持　理财规划　服务规划 = 生涯规划
人生意向　价值意向　活动意向 = 自我意向
生理调适　心理调适　人际调适　活动调适 = 个人调适
健康状态　经济稳定　日常活动 = 生活满意
生活满意 = 自我意向　个人调适
个人调适 = 生涯规划　自我意向
自我意向 = 生涯规划
Path Diagram
Print Residuals
End of Problem
```

模型适配度统计量如下：

```
Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 60
Minimum Fit Function Chi-Square = 377.36 (P = 0.0)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.076
Normed Fit Index (NFI) = 0.98
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.98
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.75
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.97
Critical N (CN) = 211.56
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.25
Standardized RMR = 0.034
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.94
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.91
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.62
```

模型估计结果可以收敛，非标准化估计值方程中没有出现负的误差方差，表示模型估计结果没有不合理的参数出现。模型的自由度为60，模型整体适配度统计量卡方值为

377.36(显著性 p = 0.000 < 0.05),卡方自由度比值等于 6.289(= 377.36 ÷ 60)(未符合小于 3.000 理想标准),RMR 值等于 0.025(未符合小于 0.050 理想标准),除卡方自由度比值与 RMR 值未符合模型适配标准化外,其余所有指标值均符合理想标准。其中 RMSEA 值等于 0.076、NFI 值等于 0.98、NNFI 值等于 0.98、PNFI 值等于 0.75、CFI 值等于 0.98、IFI 值等于 0.98、RFI 值等于 0.97,CN 值等于 211.56,SRMR 值等于 0.034,GFI 值与 AGFI 值分别为 0.94,0.91,PGFI 值等于 0.62。

第一次修正模型输出之修正指标值:

The Modification Indices Suggest to Add an Error Covariance

Between	and	Decrease in Chi-Square	New Estimate
生理调适	人生意向	22.0	0.24
生理调适	价值意向	14.4	-0.23
心理调适	人生意向	8.8	-0.19
人际调适	活动意向	12.7	0.33
健康状态	价值意向	29.0	0.42
健康状态	心理调适	16.3	-0.36
经济稳定	心理调适	11.0	0.28
经济稳定	人际调适	15.1	-0.27
日常活动	活动调适	14.8	0.27
健康维持	生理调适	13.3	-0.49
理财规划	心理调适	16.1	0.62
服务规划	人生意向	13.1	0.23
服务规划	价值意向	18.5	-0.32
服务规划	生理调适	29.8	0.38
服务规划	心理调适	32.7	-0.50
服务规划	人际调适	10.0	-0.23
服务规划	健康维持	9.5	-0.72

从修正指标值可以发现,外因潜在变量生涯规划的观察变量服务规划的测量误差与其余潜在变量的多个指标变量的测量误差项间均有共变关系,研究者界定各测量误差项间彼此独立,因而上述测量误差协方差参数都不予释放,而是直接将外因潜在变量生涯规划的观察变量服务规划,自假设模型图中删除(如果是测量模型的验证性因素分析,研究者不应将任何测量指标变量删除,因为删除一个测量指标变量,整个量表的因素结构模型会改变,此种因素结构模型的改变可能与研究者原先编制量表所依据的理论无法契合)。

第二次修正假设模型

第二次修正假设模型图如图 13-32。

第二次修正假设模型图的 SIMPLIS 语法文件如下:

```
! 第二次修正假设模型
Raw Data from file' D:\第 13 章\生活满意_1. psf'
Sample Size = 900
Latent Variables 生涯规划 自我意向 个人调适 生活满意
Relationships
```

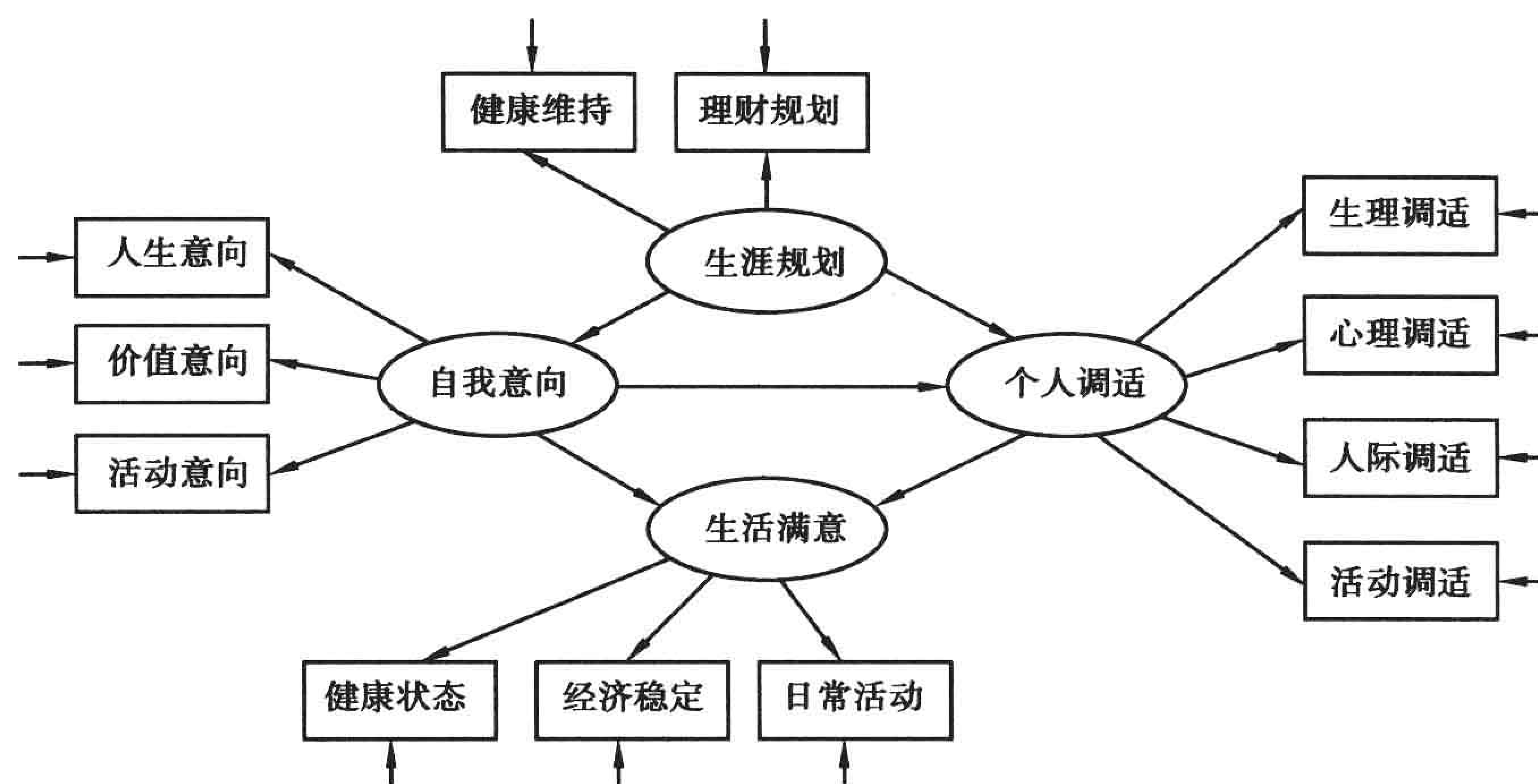


图 13-32　第二次修正假设模型图

```
健康维持　理财规划 = 生涯规划
人生意向　价值意向　活动意向 = 自我意向
生理调适　心理调适　人际调适　活动调适 = 个人调适
健康状态　经济稳定　日常活动 = 生活满意
生活满意 = 自我意向　个人调适
个人调适 = 生涯规划　自我意向
自我意向 = 生涯规划
Path Diagram
Lisrel Output SE TV RS EF MI SS SC ND = 3 ITERATION = 100
End of Problem
```

模型适配度统计量如下：

```
Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 49
Minimum Fit Function Chi-Square = 277.805 (P = 0.0)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.070
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.360
Model AIC = 324.080
Model CAIC = 492.349
Normed Fit Index (NFI) = 0.985
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.983
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.731
Comparative Fit Index (CFI) = 0.987
Incremental Fit Index (IFI) = 0.987
Relative Fit Index (RFI) = 0.979
Critical N (CN) = 243.446
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.214
Standardized RMR = 0.0278
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.953
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.925
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.599
```

与之前第一次修正相比，模型的自由度由 60 变为 49，整体模型适配度卡方值由 377.36 减为 277.805，卡方自由度比值由 6.289 减为 5.669，RMSEA 值由 0.076 减为 0.070，SRMR

值由 0.034 减为 0.0278,CN 值由 211.56 变为 243.446,GFI 值与 AGFI 值分别由 0.94 和 0.91 变为 0.953 和 0.925。整体而言,第二次修正的假设模型较第一次修正的假设模型,其整体模型适配度较佳,修正后的假设模型与样本可以契合,修正后的假设模型图可以被接受。

完全标准化解值(标准化径路系数)的数值如下:

```
Completely Standardized Solution
        LAMBDA-Y
        自我意向            个人调适      生活满意
        ------------       ------------  ------------
人生意向     0.857             --            --
价值意向     0.889             --            --
活动意向     0.816             --            --
生理调适      --              0.860          --
心理调适      --              0.747          --
人际调适      --              0.807          --
活动调适      --              0.865          --
健康状态      --               --           0.791
经济稳定      --               --           0.846
日常活动      --               --           0.867
        LAMBDA-X
        生涯规划
        ------------
健康维持     0.707
理财规划     0.792
        BETA
        自我意向            个人调适      生活满意
        ------------       ------------  ------------
自我意向      --               --            --
个人调适     0.730             --            --
生活满意     0.585            0.381          --
        GAMMA
        生涯规划
        ------------
自我意向     0.543
个人调适     0.148
生活满意      --
```

根据标准化估计值所绘制的假设模型图如图 13-33:

【表格范例】

中学教师退休生活满意影响路径模型之整体适配度指标统计量摘要表(N=900)

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
自由度		49	
绝对适配度指数			
χ^2 值	p>0.05(未达显著水平)	277.805(p<0.05)	否(参考指标)
RMR 值	<0.05	0.214	否

续表

统计检验量	适配的标准或临界值	检验结果数据	模型适配判断
RMSEA 值	<0.08	0.070	是
SRMR	<0.05	0.028	是
GFI 值	>0.90 以上	0.953	是
AGFI 值	>0.90 以上	0.925	是
增值适配度指数			
NFI 值	>0.90 以上	0.985	是
RFI 值	>0.90 以上	0.979	是
IFI 值	>0.90 以上	0.987	是
NNFI 值	>0.90 以上	0.983	是
简约适配度指数			
PGFI 值	>0.50 以上	0.599	是
PNFI 值	>0.50 以上	0.731	是
CN 值	>200	243.446	是
自由度比	<3.00	5.669	否

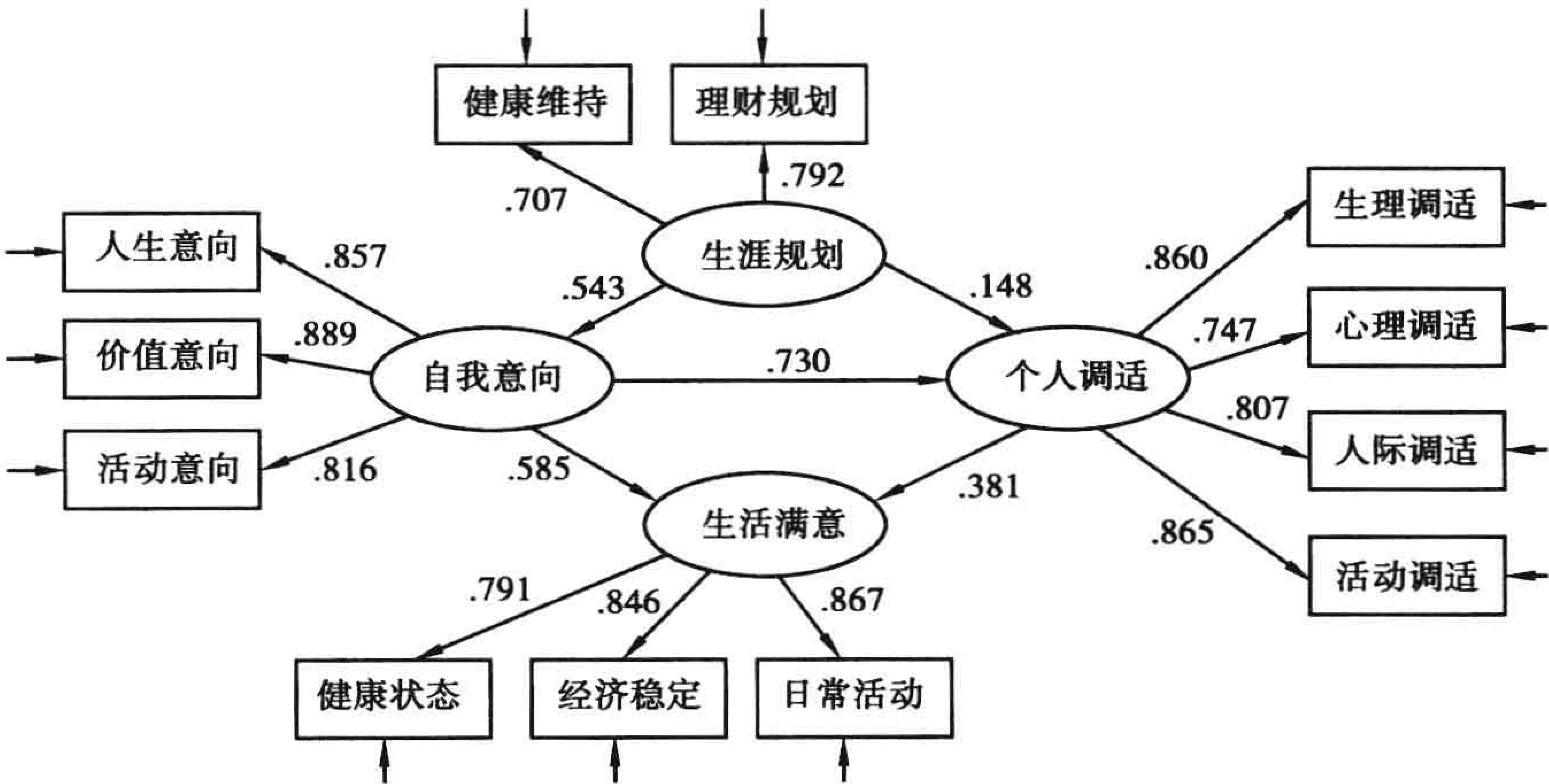


图 13-33 第二次修正假设模型增列标准化估计值图

在绝对适配度指标值方面,除卡方值外(因为研究样本数高达 900 ,卡方值只作为参考用),五个指标值只有一个指标值(RMR)未达理想标准;五个增值适配度指标值(NFI,RFI,IFI,NNFI,CFI)均符合模型适配标准,四个简约适配度指标值(PGFI,PNFI,CN,χ^2/df)除一个指标值(χ^2/df)未达理想标准,余三个均符合模型适配标准,以三大项模型适配指标值过半的标准来看,修正模型二的假设模型图是个可以接受的模型,此修正模型与样本的契合度良好。结构模型图的直接效果径路系数如图 13-34。

以 LISREL 报表格式输出的间接效果值与总效果值摘要表如下:

```
Standardized Total and Indirect Effects
     Standardized Total Effects of KSI on ETA
                    生涯规划
                  ------------
自我意向             0.543
个人调适             0.544
```

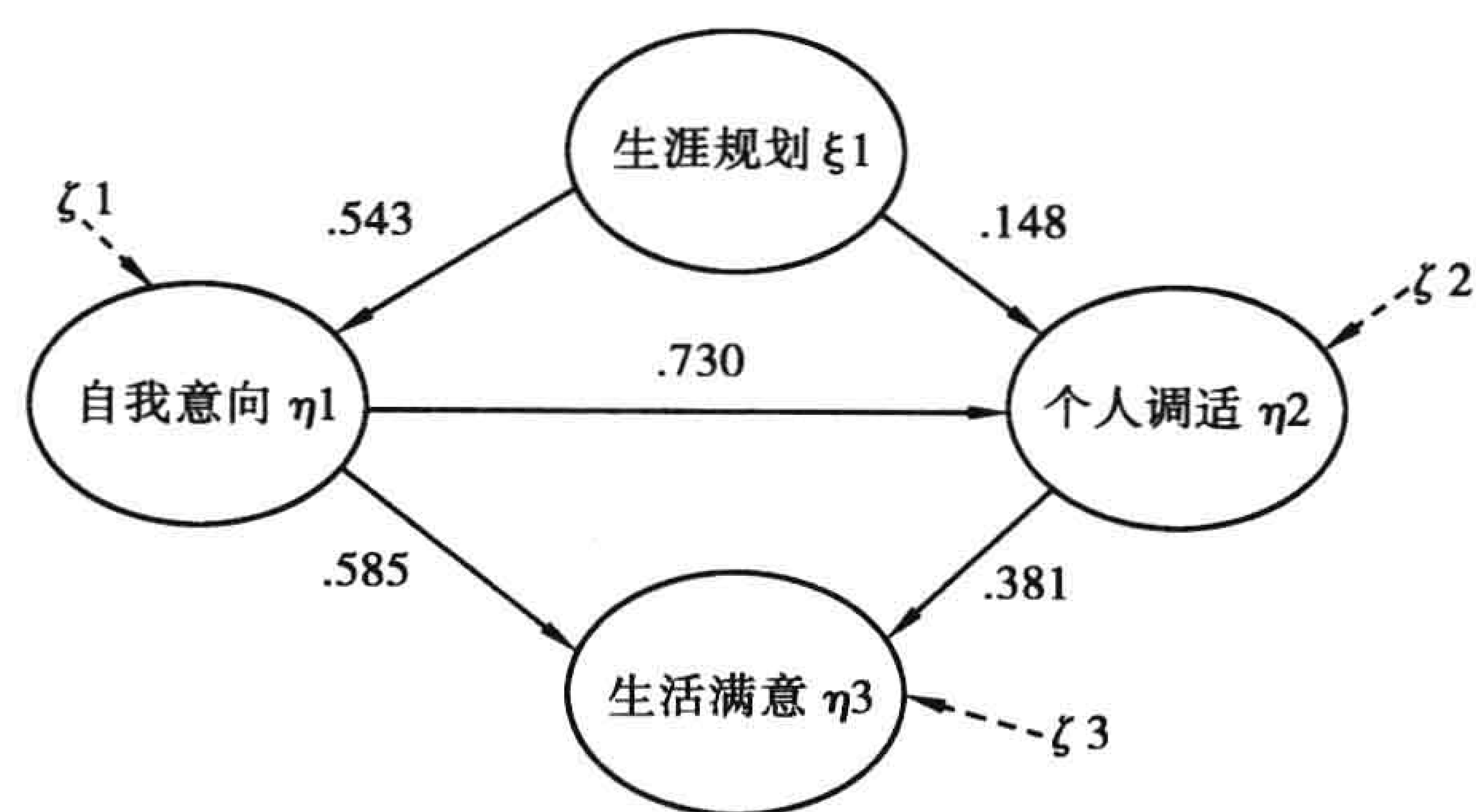


图 13-34

```
生活满意          0.525
        Standardized Indirect Effects of KSI on ETA
                  生涯规划
                  ------------
自我意向             --
个人调适          0.397
生活满意          0.525
        Standardized Total Effects of ETA on ETA
          自我意向              个人调适      生活满意
                  ------------  ------------  ------------
自我意向             --            --            --
个人调适          0.730            --            --
生活满意          0.863         0.381            --
        Standardized Indirect Effects of ETA on ETA
          自我意向              个人调适      生活满意
                  ------------  ------------  ------------
自我意向             --            --            --
个人调适             --            --            --
生活满意          0.278            --            --
```

结果模型中潜在变量影响的直接效果、间接效果与总效果值如下摘要表：

假设模型潜在变量之间的效果值摘要表

影响路径	直接效果	间接效果	总效果
生涯规划→自我意向	0.543	0.000	0.543
生涯规划→个人调适	0.148	0.397	0.544
生涯规划→生活满意	0.000	0.525	0.525
自我意向→个人调适	0.730	0.000	0.730
自我意向→生活满意	0.585	0.278	0.863
个人调适→生活满意	0.381	0.000	0.381

潜在变量影响的总效果值等于直接效果值（直接影响路径）加上间接效果值（间接影响路径）。表中[生涯规划→个人调适]路径间接效果值的计算：为[生涯规划→自我意向]的直接效果值（路径系数）×[自我意向→个人调适]的直接效果值（路径系数）=

0.543 ×0.730 =0.397。[自我意向→生活满意]的间接效果值 =0.730 ×0.381 =0.278。[生涯规划→生活满意]影响路径的间接效果值 =(0.543 ×0.585) +(0.148 ×0.381) +(0.543 ×0.730 ×0.381) =0.318 +0.056 +0.151 =0.525。[生涯规划→生活满意]的三条间接效果路径如下:

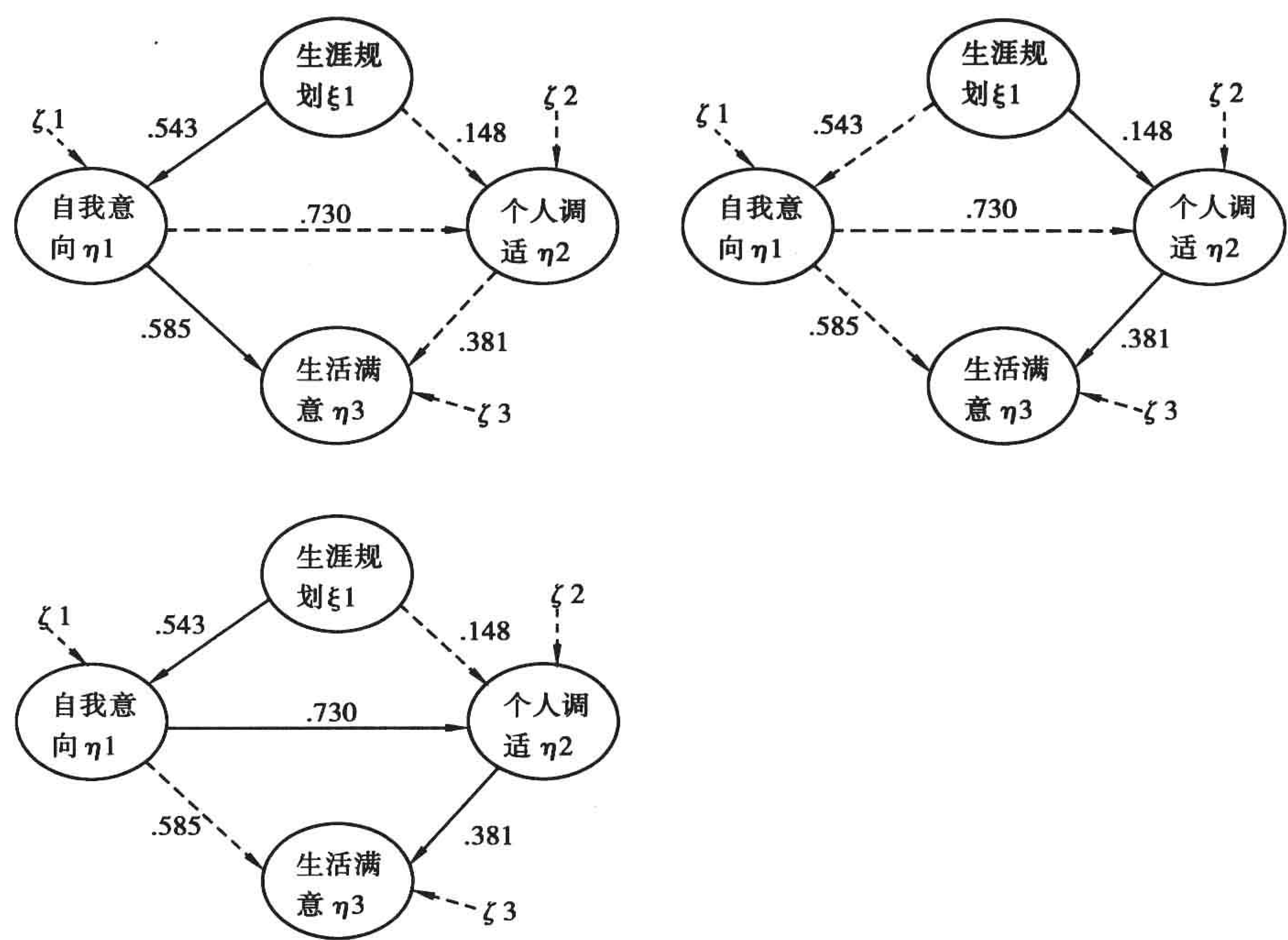


图 13-35

Measurement Equations(测量模型方程)

人生意向 = 1.71 * 自我意向, Errorvar. = 1.05, R^2 = 0.73
(0.066)
15.83

价值意向 = 2.25 * 自我意向, Errorvar. = 1.35, R^2 = 0.79
(0.065) (0.097)
34.58 13.90

活动意向 = 2.67 * 自我意向, Errorvar. = 3.58, R^2 = 0.67
(0.089) (0.21)
30.16 17.39

生理调适 = 1.90 * 个人调适, Errorvar. = 1.28, R^2 = 0.74
(0.082)
15.65

心理调适 = 1.71 * 个人调适, Errorvar. = 2.32, R^2 = 0.56
(0.065) (0.12)
26.34 18.78

人际调适 = 1.66 * 个人调适, Errorvar. = 1.48, R^2 = 0.65
(0.056) (0.084)
29.65 17.60

活动调适 = 2.07 * 个人调适, Errorvar. = 1.45, R^2 = 0.75
(0.062) (0.094)

```
          33.18                     15.42
健康状态 = 1.97 * 生活满意,Errorvar. = 2.33,R² = 0.62
                                    (0.13)
                                    17.92
经济稳定 = 2.21 * 生活满意,Errorvar. = 1.93, R² = 0.72
          (0.078)                   (0.12)
          28.11                     16.12
日常活动 = 2.26 * 生活满意,Errorvar. = 1.68, R² = 0.75
          (0.078)                   (0.11)
          28.98                     15.04
健康维持 = 2.70 * 生涯规划,Errorvar. = 7.32, R² = 0.50
          (0.14)                    (0.60)
          18.82                     12.12
理财规划 = 3.12 * 生涯规划,Errorvar. = 5.75, R² = 0.63
          (0.15)                    (0.71)
          20.56                      8.07
Structural Equations(结构模型方程)
自我意向 = 0.54 * 生涯规划,Errorvar. = 0.70, R² = 0.30
          (0.040)                   (0.051)
          13.73                     13.80
个人调适 = 0.73 * 自我意向 + 0.15 * 生涯规划,Errorvar. = 0.33, R² = 0.67
          (0.038)      (0.036)                (0.027)
          19.29         4.10                  12.11
生活满意 = 0.58 * 自我意向 + 0.38 * 个人调适,Errorvar. = 0.15, R² = 0.85
          (0.046)      (0.044)                (0.019)
          12.69         8.68                   8.24
```

SIMPLIS 输出的测量模型方程与结构模型方程的数据中,没有出现负的误差方差,估计的误差方差标准误数值都很低,此外,所有估计的参数都达到 0.05 显著水平,其参数显著性检验 t 统计量绝对值均大于 1.96。

测量指标变量的个别信度摘要表

外因变量/指标变量	(R^2)	备　注	标　准
自我意向	**0.30**	**解释量**	
个人调适	**0.67**	**解释量**	
生活满意	**0.85**	**解释量**	
活动调适	0.75	指标变量个别信度	理想
人际调适	0.65	指标变量个别信度	理想
心理调适	0.56	指标变量个别信度	理想
生理调适	0.74	指标变量个别信度	理想
健康状态	0.62	指标变量个别信度	理想
经济稳定	0.72	指标变量个别信度	理想
日常活动	0.75	指标变量个别信度	理想
人生意向	0.73	指标变量个别信度	理想
价值意向	0.79	指标变量个别信度	理想
活动意向	0.67	指标变量个别信度	理想
理财规划	0.63	指标变量个别信度	理想
健康维持	0.50	指标变量个别信度	理想

注:个别信度系数为因素负荷量的平方值,其理想指标准值为数值 >0.500

生涯规划对自我意向解释的变异量为30.0%，生涯规划、自我意向对个人调适联合解释的变异量为67.0%，生涯规划变量对个人调适变量影响的直接效果、间接效果均达显著，生涯规划、自我意向、个人调适三个变量对生活满意联合解释的变异量高达85.0%，生涯规划对生活满意的间接效果显著，直接效果不显著；个人调适对生活满意的直接效果值显著，没有间接效果值；自我意向对生活满意的直接效果与间接效果均显著。

根据观察变量的因素负荷量（标准化径路系数）可以估计各潜在变量组合信度与平均方差抽取量的数值。

参考文献

王保进(2004)。多变量分析——套装程序与数据分析。台北:高等教育。
余民宁(2006)。潜在变量模型——SIMPLIS 的应用。台北:高等教育。
吴明隆,涂金堂(2006)。SPSS 与统计应用分析。台北:五南。
周子敬(2006)。结构方程模型(SEM)——精通 LISREL。台北:全华。
邱皓政(2005)。结构方程模型——LISREL 的理论、技术与应用。台北:双叶书廊。
傅粹馨(1998)。典型相关分析简介。教育研究,6,25-40。
傅粹馨(2002)。典型相关分析与结构方程模型关系之探究。屏东师院学报,16,231-262。
程炳林(2005)。结构方程模型。载于陈正昌、程炳林、陈新丰、刘子键合著:多变量分析方法——统计软件应用(pp. 341-469)。台北:五南。
黄芳铭(2004)。统构方程模型理论与应用。台北:五南。
黄芳铭(2005)。社会科学统计方法学——统构方程模型。台北:五南。
Arnold, M. E. (1996). The relationship of canonical correlation analysis to other parametric methods. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, New Oreleans. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 395 994).
Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. Academic of Marketing Science, 16, 76-94.
Bagozzi, R. P., Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Canonical correlation analysis as a special case of a structural relations model. Multivariate Behavioral Research, 16, 437-454.
Bandalos, D. L. (1993). Factors influencing the cross-validation of confirmatory factor analysis models. Multivariate Behavioral Research, 28, 351-374.
Bentler, P. M. (1995). EQS: Structural equations program manual. Encino, CA: Multivariate Software Inc.
Bentler, P. M., & Weeks, D. G. (1979). Interrelations among models for the analysis of moment structures. Multivariate Behavioral Research, 14, 169-185.
Bentler, P. M., Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. Sociological Methods and Research, 16, 78-117.
Bentler, P. M., Yuan, K-H. (1999). Structural equation modeling with small samples: Test statistics. Multivariate Behavioral Research, 34, 181-197.
Biddle, B. J., & Marlin, M. M. (1987). Causality, confirmation, credulity and structural equation modeling. Child Development, 58, 4-17.
Blalock, H. M., Jr. (1968). The measurement problem. In H. M. Blalock, Jr. and A. Blalock (eds.), Methodology in social research. New York: McGraw-Hill(pp. 5-27).
Bollen, K. A. (1989). Structural equations with latent variables. New York: Wiley.
Bollen, K. A., & Long, S. L. (1993). Testing structural equation modeling . Newbury, UK: Sage Publication.
Boomsma, A. (1987). The robustness of maximum likelihood estimation in structural equation models. In P. Cutance & R. Ecob(eds.), Structural modeling by example(pp. 160-188). New York: Cambridge University Press.
Breckle, S. J. (1990). Applications of covariance structure modeling in psychology: Cause of concern? Psychological Bulletin, 107, 260-271.
Browne, M . W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (eds.), Testing structural equation models(pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
Browne, M. W. (1984). The decomposition of multitrait-multimethod matrics. British of Mathematical and Statistical Psychology, 37, 1-21.
Byrne, B. M. (1998). Structural equation modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic concepts, applications and programming. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
Campbell, K. T., & Taylor, D. L. (1996). Canonical correlation analysis as a general linear model: A Heuristic lesson for teachers and students. The Journal of Experimental Education, 64(2), 157-171.
Carmines, E. G., & McIver, J. P. (1981). Analysing models with unobservable variables. In G. W. Bohrnstedt and E. E. Borgatta (eds.), Social measurement current issues (pp. 65-115). Beverly Hills, CA: Sage.
Cliff, N. (1983). Some caution concerning the application of causal modeling methods. Multivariate Behavioral Research, 18, 115-116.
Cudeck, R., & Browne, M. W. (1983). Cross-validation of covariance structures. Multivariate Behavioral Research, 18, 147-167.
Cudeck, R., & Henly, S. J. (1991). Model selection in covariance structure analysis and the 'problem' of sample size: A clarification. Psychological Bulletin, 109, 512-519.
Darden, W. R. (1983). Review of behavioral modeling in marking. In W. R. Darden, K. B. Monroe & W. R. Dillon

(eds.), Research methods and causal modeling in marking. Chicago: American Marketing Association.

Dawson, T. E. (1998, April). Structural equation modeling versus ordinary least squares canonical analysis: Some heuristic comparisons. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Diego. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 418 126).

Diamantopoulos, A., Siguaw, J. A. (2000). Introducing LISREL: A guide for the uninitiated. Thousand Oaks, CA: Sage.

Ding, L., Velicer, W. F., & Harlow, L. L. (1995). Effects of estimation methods, number of indicators per factor, and improper solutions on structural equation modeling fit indices. Structural Equation Modeling, 2, 119-143.

Everitt, B., Dunn, G. (2001). Applied multivariate data analysis. New York: Oxford.

Fan, X. (1997). Canonical correlation analysis and structural equation modeling: What do they have a common? Structural Equation Modeling, 4(1), 65-79.

Gerbing, D. W., & Anderson, J. C. (1984). On the meaning of within-factor correlated measurement errors. Journal of Consumer Research, 11, 572-580.

Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). Multivariate data analysis(5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1992). Multivariate data analysis with reading (3rd ed.). New York: Macmillan Publishing Company.

Hayduk, L. A. (1987). Structural equation modeling with LISREL: Essentials and advances. Baltimore MD: The Johns Hopkins University Press.

Hoelter, J. W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. Sociological Methods and Research, 11, 325-344.

Homburg, C. (1991). Cross-validation and information criteria in causal modeling. Journal of Marketing Research, 28, 137-144.

Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle(ed.), Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications(pp. 158-176). Thousand Oaks, CA: Sage.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1995). Evaluation model fit. In R. H. Hoyle (ed.), Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications(pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance. Structural Equation Modeling, 6(1), 1-55.

Huberty, C. J., & Morris, J. D. (1988). A single contrast test procedure. Educational and Psychological Measurement, 48, 567-578.

Johnson, R. A., & Wichern, D. W. (1998). Applied multivariate statistical analysis. London: Prentice-Hall.

Joreskog, K. G. (1993). Testing structural equation models. In K. A. Bollen & J. S. Long (eds.), Testing structural equation models(pp. 294-316). Newbury Park, CA: Sage.

Joreskog, K. G., Sorbom, D. (1989). LISREL 7 : A guide to the program and applications. Chicago: SPSS Inc.

Joreskog, K. G., Sorbom, D. (1993). LISREL 8 user's reference guide. Mooresville, IN: Scientific Software, Inc.

Joreskog, K. G., Sorbom, D. (1996). LISREL 8 user's reference guide. Chicago: Scientific Software International.

Kaplan, D. (1988). The impact of specification error on the estimation, testing and improvement of structural equation models. Multivariate Behavioral Research, 23, 69-86.

Kaplan, D. (1989). Model modifications in covariance structure analysis: Application of the expected parameter change statistic. Multivariate Behavioral Research, 24, 285-305.

Kaplan, D. (1995). Statistical power in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (ed.), Structural equation modeling: Concepts, issues and application(pp. 100-117). Thousand Oaks, CA: Sage.

Kelloway, E. K. (1996). Common practice in structural equation modeling. In C. L. Looper & I. Robertson (eds.), International review of industrial and organizational psychology(pp. 141-180). Chichester, UK: John Wiley and Sons.

Kelloway, E. K. (1998). Using LISREL for structural equation modeling-A researcher's guide. Thousand Oaks, CA: Sage Publication.

Kline, R. B. (1998). Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford Press.

Loehlin, J. C. (1992). Latent variable model: An introduction to factor, path, and structural analysis (2nd). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

Lomax, R. (1989). Covariance structure analysis: Extensions and development. In B. Thompson (ed.), Advance in social science methodology, 1, 171-204.

Long, J. S. (1983). Confirmatory factor analysis: A preface to LISREL. Beverly Hills, CA: Sage.

MacCallum, R. C. (1995). Model specification: Procedures, strategies, and related issues. In R. H. Hoyle (ed.), Structural equation modeling: Concepts, issues and application(pp. 16-36). Thousand Oaks, CA: Sage.

MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. Psychological Methods, 1(2), 130-149.

MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. Psychological Bulletin, 111, 490-504.

Marsh, H. W., & Balla, J. R. (1994). Goodness of fit in confirmatory factor analysis: The effect of sample size and model

parsimony. Quality & Quality, 28, 185-217.
Marsh, H. W., Balla, J. R., & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. Multivariate Behavioral Research, 33(2), 181-220.
McDonald, R. P., & Ho, M. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analysis. Psychological Methods, 7, 64-82.
McQuitty, S. (2004). Statistical power and structural equation models in business research. Journal of Business Research, 57, 175-183.
Moustaki, I., Joreskog, K. G., & Mavridis, D. (2004). Factor models for ordinal variables with covariance effects on the manifest and latent variables: A Comparison of LISREL and IRT Approaches. Structural Equation modeling, 11(4), 487-513.
Mueller, R. O. (1997). Structural equation modeling: Back to basics. Structural Equation Modeling, 4, 353-369.
Raine-Eudy, Ruth. (2000). Using structural equation modeling to test for differential reliability and validity: An empirical demonstration. Structural Equation Modeling, 7(1), 124-141.
Rigdon, E. (1995). A necessary an sufficient identification rule for structural equation models estimated. Multivariate Behavioral Research, 30, 359-383.
Rigdon, E. (2005). SEM FAQ. http://www.gsu.edu/~mkteer/sem.html.
Saris, W. E., & Stronkhorst, H. (1984). Causal modeling in non experimental research: An introduction to the LISREL approach. Amsterdam: Sociometric Research Foundation.
Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). A beginner's guide to structural equation modeling. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
Specht, D. A. (1975). On the evaluation of causal models. Social Science Research, 4, 113-133.
Spicer, J. (2005). Making sense of multivariate data analysis. London: Sage.
Steiger, J. H. (1989). EzPATH: A supplementary module for SYSTAT and SYSGRAPH[computer program]. Evanston, IL: SYSTAT.
Stevens, J. (1996). Applied multivariate statistics for the social science. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
Sugawara, H. M., & MacCallum, R. C. (1993). Effect of estimation method on incremental fit indexes for covariance structure models. Applied Psychological Measurement, 17,365-377.
Sullivan, J. L., Feldman, S. (1979). Multiple indicators: An introduction. Beverly Hills, CA: Sage.
Thompson, B. (2000). Ten commandments of structural equation modeling. In L. G. Grimm & P. R. Yarnold(eds.), Reading and understanding more multivariate statistics (pp. 261-283). Washington, DC: American Psychological Association.
Wheaton, B. (1987). Assessment of fit in overidentified models with latent variables. Sociological Methods and Research, 16, 118-154.
Wothke, W. (1993). Nonpositive definite matrices in structural modeling. In K. A. Bollen & J. S. Long(eds.), Testing structural equation models(pp.256-293). Newbury Park, CA: Sage.
Yi, Y., & Nassen, K. (1992). Multiple comparison and cross-validation in evaluating structural equation models. In V. L. Crittenden (ed.), Developments in marketing science XV(pp.407-411). Miami, FL: Academy of Marketing Science.

［Ｇｅｎｅｒａｌ Ｉｎｆｏｒｍａｔｉｏｎ］
书名＝结构方程模型 ＳＩＭＰＬＩＳ的应用
作者＝吴明隆著
页数＝４１３
ＳＳ号＝１３０６３４００
出版日期＝２０１２．０７